Министерство образования Российской Федерации
РОССИЙСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ
ГИДРОМЕТЕОРОЛОГИЧЕСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

В. В. КОВАЛЕНКО
И. И. ПИВОВАРОВА

ОПТИМИЗАЦИЯ РЕЖИМНОЙ ГИДРОЛОГИЧЕСКОЙ СЕТИ НА ОСНОВЕ СТОХАСТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ ФОРМИРОВАНИЯ РЕЧНОГО СТОКА

РГГМУ

Санкт–Петербург
2000

УДК 556. 04 + 556. 048 + 551.501

Коваленко В. В., Пивоварова И. И. Оптимизация режимной гидрологической сети на основе стохастической модели формирования речного стока. – СПб.: изд. РГГМУ, 2000 – 43 с.

Рецензент: д-р техн. наук, проф. И. Ф. Карасев (Государственный гидрологический институт)

Рассматриваются вопросы, связанные с обоснованием критериев оптимального размещения режимной гидрологической сети. Предлагаемый подход основан на стохастической модели формирования речного стока. Это позволяет лучше понять достоинства и недостатки используемой в настоящее время методики размещения пунктов наблюдений за расходом воды, выявить связь вопросов оптимизации стоковой и осадкомерной сетей, а также наметить перспективу дальнейших исследований проблемы оптимизации с учетом нелинейных эффектов формирования стока.

Адресована специалистам, аспирантам и студентам ВУЗов, занимающихся гидрометеорологией и водным хозяйством.

Ученым советом университета рекомендовано в качестве учебного пособия.

The questions connected to a substantiation of criteria of optimum accommodation of a hydrological network are touched upon. The offered approach is based on stochastic model of formation of a river drain. It allows better to understand advantages and lacks of a now in use technique of accommodation of items of supervision behind the charge of water, to reveal connection of questions of optimization of a hydrological networks, and also to plan prospect of the further researches of a problem of optimization in view of nonlinear effects of formation of a drain.

Is addressed to the experts, post-graduate students and students of high schools engaged in hydrometeorology.

ISBN 5-86813-020-0

ВВЕДЕНИЕ*

В предложенной работе делается попытка представить проблему оптимизации осадкомерной и стоковой сети в рамках единого методологического подхода, основанного на концепции частично инфинитивного моделирования. Сеть постов – это своеобразные «шпионы», плотность и места расположения которых диктуются не абстрактным желанием знать "все" об объекте, а, так называемой, предметной областью, которая выделяет в инфинитивной гидрометеорологической среде набор осмысленных рационализированных представлений (модель), имеющих практическое применение.

В качестве такой модели использовано уравнение Фоккера-Планка-Колмогорова (ФПК), которое описывает формирование речного стока и содержит в качестве "входа" метеорологические и антропогенные управляющие воздействия на водосборы. Опираясь на эту модель, удалось получить более общие (чем существующие в настоящее время) критерии оптимальной режимной сети и наметить пути дальнейшей эволюции методологии оптимизации.

1. ЗАДАЧА О РАЦИОНАЛЬНОМ РАЗМЕЩЕНИИ ОСАДКОМЕРНОЙ И СТОКОВОЙ СЕТИ

Суммарные затраты Σ на содержание осадкомерной и стоковой сети складываются из затрат на содержание постов наблюдений c и убытков народного хозяйства от незнания гидрометеорологической ситуации L [2].

Примем $c = c_{oc}N_{oc} + c_{ст}N_{ст}$, где N_{oc} , $N_{ст}$ – плотность осадкомерной и стоковой сети соответственно, (т. е. количество пунктов наблюдений на заданном водосборе площадью F); c_{oc}, $c_{ст}$ – стоимость содержания каждого пункта. Знание гидрометеорологической ситуации будем оценивать плотностью вероятности $p(Q(F))$. Тогда неточность информации о вероятностных характеристиках годового стока определяется: 1) расхождением фактических $p_ф$ (теоретических) и эмпирических $p_э$ функций распределения, оцениваемым локальной или интегральной метрикой на

---

* Данное исследование выполнено по внутривузовскому гранту РГГМУ

интервале T лет наблюдений (типа критериев согласия Колмогорова или Пирсона) $\rho_т(p_ф, p_э)$, и 2) убывающей функцией числа стоковых постов, наблюдениями на которых аппроксимируется фактическое поле речного стока $f_{N_{ст}}(\rho_т(p_ф, p_э))$. Аналогичные оценки примем и для годовых сумм осадков. Тогда экономические потери, связанные с недостаточной плотностью гидрометеорологических постов, можно задать следующей линейной функцией:

$$L = a_{ст}f_1(N_{ст}) + a_{ос}f_2(N_{ос}) + b.$$

Введем ограничения на затраты, связанные с содержанием постов

$$c_{ст}N_{ст} + c_{ос}N_{ос} = R^*.$$

Тогда выгода от содержания сети описывается следующей целевой функцией (Лагранжианом):

$$G(N_{ст}, N_{ос}, \lambda) = a_{ст}[f_1(0) - f_1(N_{ст})] + a_{ос}[f_2(0) - f_2(N_{ос})] -$$

$$- c_{ст}N_{ст} - c_{ос}N_{ос} - \lambda(c_{ст}N_{ст} + c_{ос}N_{ос} - R^*),$$

где члены в квадратных скобках описывают уменьшение потерь по мере уплотнения сети.

Приравнивая к нулю частные производные от $G(N_{ст}, N_{ос}, \lambda)$, получим систему алгебраических уравнений

$$-a_{ст}\,\partial f_1/\partial N_{ст} - c_{ст} - \lambda_{ст} = 0;$$

$$-a_{ос}\,\partial f_2/\partial N_{ос} - c_{ос} - \lambda c_{ос} = 0;$$

$$c_{ст}N_{ст} + c_{ос}N_{ос} - R^* = 0,$$

решая которую, можно найти оптимальное число осадкомерных и стоковых постов. Рисунок 1 иллюстрирует излагаемую ситуацию. Множитель Лагранжа λ показывает скорость изменения оптимального значения целевой функции G (без последнего слагаемого) при изменении ограничения и называется теневой ценой.

Более разумным представляется использовать ограничения в виде неравенства $c_{ст}N_{ст} + c_{ос}N_{ос} \le R^*$ (иначе мы "заставляем" тратить деньги). Тогда для придания процедуре решения стандартного вида, в указанное неравенство вводят, так называемые, избыточные переменные [19], превращающие его в равенство.

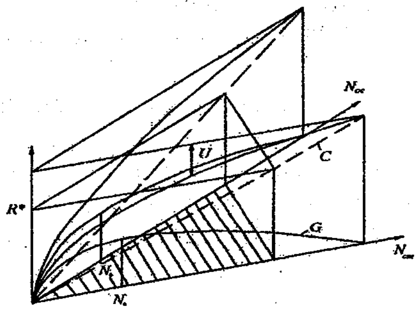


Рис. 1. Оптимизация гидрометеорологической сети.

N_0 – оптимальное число постов при несущественности или избыточности ограничения; $U = a_{ст}\,[f_1(0) - f_1(N_{ст})]$ – уменьшение потерь при увеличении числа постов.

Для определения оптимальных значений $N_{ст}$ и $N_{ос}$ необходимо знать $c_{ст}$, $c_{ос}$, $a_{ст}$, $a_{ос}$ и R^*, f_1, f_2. Это требует детального знакомства с экономикой оптимизируемой территории и используемой методикой гидрометеорологических измерений и расчетов. Коэффициенты $a_{ст}$ и $a_{ос}$ зависят от характера использования данных по стоку и осадкам, а для этого необходимо знание математического вида производственных функций [14], в которые входит природный ресурс, например, в виде обеспеченного значения расхода воды. Поэтому практическая реализация экономического подхода требует знания чувствительности производственных функций отраслей экономики, имеющих отношение к оптимизируемым водосборам, к погрешностям гидрометеорологической информации, включая прогнозную. Следовательно приходится пока ограничиться чисто гидрометеорологическим подходом, задавая требуемую точность, исходя из которой находить оптимальную сеть. Но даже в такой ситуации возникает ряд вопросов. Например, что такое "фактическое" распределение $p(Q(F))$, к которому надо стремиться, организуя оптимальную сеть постов?

Данную задачу можно детализировать, рассматривая в качестве "потребителей" выделяемых средств R^* не только сеть постов для наблюдения за жидким стоком, но расширяя состав наблюдений (измерение мутности, расхода донных и взвешенных наносов и т. п.) Тогда приоритеты в распределении ресурсов можно найти, используя динамическое программирование (с помощью многошаговой процедуры принятия решения).

2. ОБЩИЕ ПРЕДПОСЫЛКИ ПОЯВЛЕНИЯ СУЩЕСТВУЮЩИХ КРИТЕРИЕВ ОПТИМАЛЬНОЙ ГИДРОЛОГИЧЕСКОЙ СЕТИ

В настоящее время существуют признанные как в России, так и за рубежом критерии, позволяющие оптимальным образом определять число режимных постов для наблюдения за речным стоком. В их основе лежит идеология оптимизации метеорологической сети, разработанная О. А. Дроздовым – А. А. Шепелевским [4, 5], усовершенствованная Л. С. Гандиным – Р. Л. Каганом [2] и адаптированная к гидрологии И. Ф. Карасевым [9].

Ее суть заключается в следующем. Основное назначение режимных постов – наблюдение за многолетним стоком рек Y, характеризуемым годовой нормой m и первыми начальными моментами. Рассматривается следующая функция “поля” речного стока:

$$Y = Y(\xi, C_v, \text{grad}\, Y, r(l), \sigma),$$

где ξ – ось в направлении градиента стока (рис. 2 а); grad Y – градиент стока; C_v – коэффициент вариации годового стока; $r(l)$ – нормированная корреляционная функция стока; l – расстояние между центрами бассейнов, σ – относительная случайная погрешность определения годового стока по гидрометрическим данным.

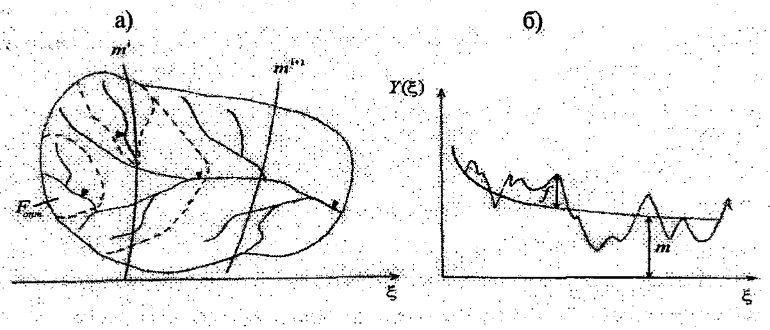


Рис. 2. Речной бассейн (а) и две составляющие (б) стока с этого бассейна.

Годовой сток можно рассматривать как пространственную реализацию случайной функции с конечным математическим ожиданием, на которое наложены случайные отклонения:

$$Y(\xi) = m(\xi) + f(\xi),$$

где $m(\xi)$ – неслучайная функция математического ожидания (нормы) стока; $f(\xi)$ – случайная функция, характеризующая несинхронность изменений стока для различных рек за одни и те же годы (рис. 2 б).

Двум составляющим стока соответствуют два критерия размещения сети.

3. ГРАДИЕНТНЫЙ КРИТЕРИЙ

Приращение нормы стока по координате ξ равно

$$\Delta Y(\xi) = (dm(\xi)/d\xi)\Delta\xi = \Delta\xi \text{ grad } Y.$$

Необходимо, чтобы изменение нормы стока, определенной для центров двух бассейнов, превышало в 2 раза среднеквадратическую погрешность расчета этого изменения, определяемую по данным измерения на двух смежных опорных постах:

$$\Delta Y(l) = l \text{ grad } Y \geq 2\sigma_{\Delta Y} = 2\sqrt{2}\ \sigma_0\ Y_{\text{ср}},$$

где $\sigma_0 = C_v / \sqrt{N}$ – погрешность определения нормы стока; N – число лет наблюдений; $Y_{\text{ср}}$ – средняя на участке радиусом l норма стока.

Поэтому расстояние между центрами бассейнов, замыкаемых опорными режимными постами, должно быть следующим:

$$l_{\text{град}} \geq (2{,}82\ \sigma_0/\text{grad } Y)\ Y_{\text{ср}}.$$

Таким образом, минимальное расстояние между стоковыми постами определяется физико-географическими условиями, задаваемыми параметрами grad Y и $Y_{\text{ср}}$, и погрешностью σ_0. Чтобы определить расчетную площадь, приходящуюся на один стоковый пост, используем эмпирические соотношения:

$$L = 2\sqrt{F}, \quad l = 0{,}5 \ L,$$

где L – длина реки; F – площадь бассейна; l – расстояние между центрами смежных бассейнов.

С учетом этих зависимостей получаем окончательную расчетную формулу для градиентного критерия (минимально допустимой площади, приходящейся на один стоковый пост)

$$F_{\text{град}} \geq \left[8 \ \sigma_0^{\,2} / \left(\text{grad } Y\right)^2 \right] Y_{\text{ср}}^{\,2}.$$

Располагать режимные посты чаще, чем требует этот критерий, экономически нецелесообразно.

4. КОРРЕЛЯЦИОННЫЙ КРИТЕРИЙ

При расчетах стока широко используется метод гидрологической аналогии, когда режим водного объекта, для которого нет данных систематических наблюдений за стоком воды, изучается с помощью реки-аналога. Это возможно, если режимы обоих объектов взаимосвязаны, что бывает у не слишком удаленных друг от друга речных бассейнов.

По мере увеличения площади смежных бассейнов связь характеристик стока, определяемая случайной составляющей $f(\xi)$, становится все более неоднозначной. Для близко расположенных бассейнов рек имеет место положительная корреляция стока и нормированная корреляционная функция может быть аппроксимирована линейной зависимостью

$$r(l) = 1 - al,$$

где $a = 1/L_0$, L_0 = 1600 км – радиус корреляции, т. е. расстояние, при котором функция $r(l)$ переходит через ноль.

В работе [2] представлен вывод различных вариантов формул для средней квадратической погрешности интерполяции гидрометеорологического элемента f:

$$E^2 = f(\sigma_{\bar{f}}^2,\ m_{\Delta\xi},\ n_{\Delta\xi},\ z_{\Delta\xi}),$$

где $\sigma_{\bar{f}}$ – среднеквадратическая погрешность интерполяции нормы $\bar{f}$, вес которой невелик, а для изотропных полей $\sigma_{\bar{f}}^2 = 0$; $m_{\Delta\xi}$ – ковариация элемента f ($m_{\Delta\xi} = m_0 = \sigma^2$); $n_{\Delta\xi}$ – ковариация погрешностей наблюдений; $z_{\Delta\xi}$ – взаимная ковариация элемента f и погрешностей наблюдений. Считая, что: $z_{\Delta\xi} = 0\ \forall\Delta\xi$, $n_{\Delta\xi} = 0$ (за исключением случая $\Delta\xi = 0$, когда $n_0 = \Delta^2$ – средняя квадратическая погрешность наблюдений элемента f) формулу для E^2 можно конкретизировать следующим образом:

$$E^2 = am_{\Delta\xi} + b\Delta_0^2 - 2cm_{\Delta\xi_0} + \sigma_0^2,$$

где 0 – индекс точки, в которой производится интерполяция.

Часто эту формулу используют в безразмерном виде для меры ошибки интерполяции ε^2

$$\varepsilon^2 = a\mu_{\Delta\xi} + b\eta_0^2 - 2c\mu_{\Delta\xi_0} + 1,$$

где $\mu = m/\sigma^2$ – нормировочный коэффициент; $\eta_0 = \Delta^2/\sigma^2$ – мера ошибки наблюдений.

При линейной интерполяции (а это бывает практически всегда по отношению к наблюденным данным; так называемая оптимальная интерполяция также линейна: речь идет об оптимальном, в смысле МНК, выборе коэффициентов в формуле для ε^2) имеем

$$\varepsilon_л^2 = \frac{3}{2} - 2\mu\left(\frac{\Delta\xi}{2}\right) + \frac{1}{2}\mu(\Delta\xi) + \frac{1}{2}\eta_0^2. \qquad (1)$$

Переходя к обычным для гидрологии обозначениям ($\mu = r$) и нормируя выражение для E^2, разделив каждое слагаемое на норму годового стока, приходим к выражению Карасева [9] для относительной погрешности интерполяции

$$\sigma_{0\text{и}}^2 = \frac{3}{2} C_v{}^2 - 2C_v r_f \left(\frac{1}{2}\right) + \frac{C_v}{2} r_f(l) + \frac{1}{2} \sigma_f^2 .$$

Погрешность интерполяции стока между пунктами измерений зависит от тесноты коррелятивных связей, максимальна при интерполяции на середину между пунктами наблюдений и с учетом выражения для $r(l)$ определяется формулой [9]:

$$\sigma_{0\text{и}}{}^2 = 0{,}5(C_v{}^2 al + \sigma_0{}^2) .$$

Полагая, что точность интерполяции не больше точности измерения стока (т. е. $\sigma_{0\text{и}} \geq \sigma_0$), получаем критериальное соотношение

$$\sigma_{0\text{и}}{}^2 \geq 0{,}5(C_v{}^2 al + \sigma_0{}^2) .$$

В соответствии с ним допустимое по условиям корреляции расстояние между центрами бассейнов должно быть следующим:

$$l_{\text{корр}} \leq \sigma_0{}^2 /(aC_v{}^2) .$$

С учетом приведенных выше эмпирических соотношений, верхняя граница расчетной площади бассейна, контролируемой режимным постом, должна быть следующей:

$$F_{\text{корр}} \leq \sigma_0{}^4 /(a^2 C_v{}^4) .$$

Кроме двух рассмотренных критериев, обусловленных представлением функции $Y(\xi)$ в виде детерминированной и случайной составляющих, имеется еще один критерий, определяющий размещение сети постов.

5. КРИТЕРИЙ РЕПРЕЗЕНТАТИВНОСТИ

Речной сток зависит от климатических факторов и подчинен зональным закономерностям. Так как пространственная изменчивость стока имеет вероятностный характер, то его зональные значения можно относить лишь к бассейнам определенной (репрезентативной) площади $F_{\text{репр}}$. По мере уменьшения площади бассейна все большее значение приобретают локальные (азональные) факторы (глубина эрозионного вреза русел и степень дренирования подземных вод, наличие карста и т. п.), которые создают вариации стока относительно зональных характеристик. Таким образом, появляется третий критерий оптимального размещения гидрологической сети – критерий репрезентативности. Площадь, приходящаяся на один стоковый пост, не должна быть очень малой, иначе информация, получаемая с него, будет отражать не общие зональные закономерности стока, а местные особенности, т. е. не будет репрезентативной.

По результатам наблюдений на стоковых станциях определены предельно малые площади бассейнов $F_{\text{репр}}$. Зональная норма стока не зависит от размеров бассейна, если его площадь больше $F_{\text{репр}}$ (рис. 3).

Так, по данным К. П. Воскресенского, для лесной зоны азиатской территории бывшего СССР $F_{\text{репр}} \approx 500$ км^2, а для степной – 1500 км^2.

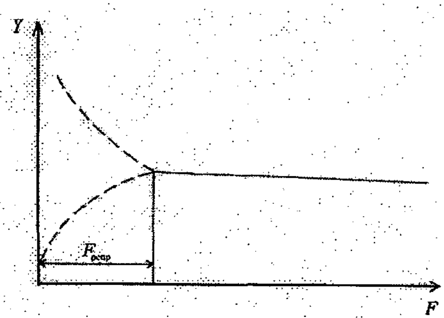


Рис. 3. К пояснению критерия репрезентативности.

6. ОПРЕДЕЛЕНИЕ ОПТИМАЛЬНОГО ЧИСЛА СТОКОВЫХ ПОСТОВ С ПОМОЩЬЮ КРИТЕРИЕВ И С УЧЕТОМ РЕАЛЬНОЙ ГУСТОТЫ РЕЧНЫХ СИСТЕМ НА ОСНОВЕ ЗАКОНА ХОРТОНА

Оптимальная площадь $F_{\text{опт}}$, приходящаяся на один режимный пост, должна находится в диапазоне

$$F_{\text{репр}} < F_{\text{град}} \le F_{\text{опт}} \le F_{\text{кор}}.$$

Если данное соотношение между критериями нарушено, то Карасевым рекомендуется использовать следующие соотношения:

1) при $F_{\text{репр}} < F_{\text{кор}} < F_{\text{град}}$ принимается $F_{\text{кор}} < F_{\text{опт}} < F_{\text{град}}$;

2) при $F_{\text{кор}}$, $F_{\text{град}} < F_{\text{репр}}$ назначаем $F_{\text{репр}} < F_{\text{опт}}$.

Общее число режимных стоковых постов в речном бассейне площадью F можно определить по формуле

$$N_{\text{опт}} = F / F_{\text{опт}}$$

(см. рис. 2 а).

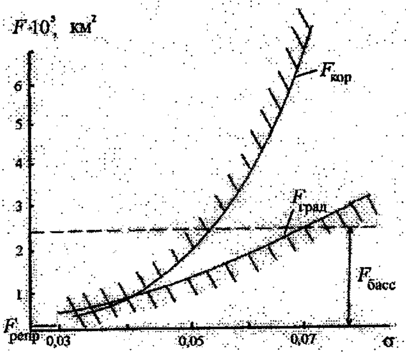


Рис. 4. Последствия нарушения $F_{\text{опт}}$ р. Подкаменная Тунгуска.

Нарушение приведенной выше цепочки неравенств (что происходит довольно часто) приводит к тому, что сеть постов не будет оптимальной при заданном уровне погрешности σ. Просто при его нарушении (но при соблюдении в любом случае неравенства $F_{\text{репр}} \le F_{\text{опт}}$) либо вычисление нормы стока, либо интерполяция будут проводиться с большими погрешностями (их значения можно определить обратным пересчетом критериальных соотношений). Ситуацию проясняет рис. 4.

Величина $N_{опт}$ дает фоновую оценку числа постов, которые замыкают притоки с оптимальной площадью водосбора $F_{опт}$. Число постов на более крупных притоках можно определить, используя закон Хортона

$$N_{доп} = \sum_{i=n_{опт}+1}^{s} r^{s-i},$$

где $n_{опт}$ – порядок притока, имеющих $F_{опт}$; s – порядок речной системы; r – биффурационное отношение ($r \approx 3$). Таким образом численность опорных режимных постов будет

$$N_{р} = \kappa\left(N_{опт} + N_{доп}\right),$$

где κ – коэффициент, учитывающий сеть постов на малых реках ($\kappa \approx 1{,}15 \div 1{,}30$). Что касается транзитных участков рек, то по данным работы [9], даже если допустить погрешность определения приращения стока вдвое большую, чем погрешность определения нормы, то необходимо более чем двукратное увеличение расхода на транзитном участке, что практически никогда не бывает. Поэтому посты на таких участках могут иметь специфическое предназначение (учет экстремальных расходов, учет твердого стока и т. д.) и их можно учесть, увеличив нижнее значение коэффициента κ.

7. КРИТИКА СУЩЕСТВУЮЩЕЙ МЕТОДИКИ И ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Тридцать лет рассмотренные критерии не подвергались сомнению и широко использовались в различных странах. Однако, можно сделать ряд замечаний в их адрес. Например, если пользоваться формулой для погрешности $\sigma = C_v / \sqrt{N}$, то получается, что $\sigma \to 0$ при $N \to \infty$, чего быть не может, хотя бы из-за неизбежных инструментальных и методических погрешностей. На самом деле следовало бы использовать формулу следующего вида $\sigma^2 = \sigma_N^2 + \sigma_\Delta^2$, где σ_N – погрешность из-за ограниченности ряда наблюдений; σ_Δ – случайная погрешность гидрометрического учета годового стока. Однако, учитывая, что N не превосходит нескольких десятков лет, можно считать $\sigma_N^2 >> \sigma_\Delta^2$, причем в первом приближении $\sigma_N = C_v / \sqrt{N} \approx$ $\approx 0{,}25 / \sqrt{25} = 0{,}05$, как принято в работе Карасева [9], хотя это значение погрешности может быть и больше [10].

Далее, в корреляционном (как и в градиентном) критерии величина C_v явно характеризует временную изменчивость C_v^t. Но у нас в качестве независимой переменной выступает координата на оси в направлении градиента стока ξ или, в самом общем случае, площадь водосбора F, контролируемого стоковым постом. Таким образом, речь должна идти об изменчивости по территории, характеризуемой коэффициентом C_v^ξ или C_v^F.

Как известно [8] эргодическая гипотеза для речного стока (кривая распределения годового стока, полученная по материалам многолетних наблюдений для произвольно взятой реки, должна совпадать с кривой распределения стока за любой произвольно взятый год для совокупности всех рек, расположенных на данной территории) не выполняется. Однако в отношении коэффициента вариации C_v^t известно (см. [20], рис. 2.16 б, стр. 126), что $\partial \overline{C}_v^t / \partial F \approx 0$ (здесь $\overline{C}_v^t$ - осредненный по группе пунктов наблюдений за стоком, замыкающих бассейны рек определенной градации площадей, коэффициент вариации годового стока) в интервале площадей от 500 до 25000 км^2, причем $\overline{C}_v^t = 0{,}34 \div 0{,}36$ при $\sigma_{\overline{C}_v^t} = 0{,}19 \div 0{,}26$. Таким образом, предпосылки “квазиэргодичности” по коэффициенту вариации вроде бы имеются (во всяком случае существует диапазон площадей, в котором, возможно, выполняется если не равенство, то пропорциональность величин C_v^t и C_v^F).

По настоящему оценить сущность рассматриваемых критериев, область применимости, преимущества и недостатки можно, если вывести их из более общих представлений о процессе формирования стока, т. е. расширить изучаемую предметную область [15]. В фиксированной данными критериями предметной области $(dm^1(\xi)/d\xi \neq 0$, $r(\xi_1, \xi_2) = r(\xi_1 - \xi_2) = r(l))$, их сущность ненаблюдаема в принципе. Таким образом, ниже описывается гносеологический переходной процесс (если пользоваться терминологией “частично инфинитного моделирования”) замены предметных областей [18]. Процесс построения теории оптимальной сети будет заключаться в совмещении феменологического описания и нефеменологического объяснения, которое само (если оно верно) рано или поздно будет лишь явлением (феменологией) с точки зрения более глубокой модели формирования речного стока.

8. ПРОСТРАНСТВЕННАЯ СТОХАСТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ФОРМИРОВАНИЯ РЕЧНОГО СТОКА

При любом подходе к получению критериев оптимальной сети используются представления о том, что важно, а что нет в рассматриваемом процессе формирования стока, т. е. его модель. В рассмотренном выше подходе Карасева, модель в прямом смысле этого слова, как некое дифференциальное уравнение (или система уравнений) описывающее физическую закономерность (сущность) стока не использовалось, но определенные его следствия (решения) в виде функций $m(\xi)$ и $r(\xi)$ (явление) были положены в основу критериев.

Получим критерии оптимальной сети, исходя из математической модели формирования стока. В качестве исходной (динамической) модели примем дифференциальное уравнение

$$dY/d\xi = -(1/kL)\ Y + \tilde{X}/L, \qquad (2)$$

где Y – модуль стока; k – коэффициент стока; L – параметр “пространственной релаксации”, т. е. того расстояния, на котором бассейн начинает адекватно реагировать на внешнее воздействие (не проявляются азональные факторы формирования стока или, в случае измерительной интерпретации модели, сглаживается влияние погрешностей измерений).

Введем обозначения: $1/kL = c = \bar{c} + \tilde{c}\,; \tilde{X}/L = \bar{N} + \tilde{N}$, где $\bar{c}$, $\bar{N}$ – матожидания, $\tilde{c}$, $\tilde{N}$ – белые шумы с интенсивностями $G_{\tilde{c}}$, $G_{\tilde{N}}$, $G_{\tilde{c}\tilde{N}}$. В этом случае справедливо уравнение Фоккера-Планка-Колмогорова (ФПК)

$$\frac{\partial p(Y,\ \xi)}{\partial \xi} = -\frac{\partial}{\partial Q}\left(A(Y,\ \xi)p(Y,\ \xi)\right) + 0{,}5\frac{\partial^2}{\partial Q^2}\left(B(Y,\ \xi)p(Y,\ \xi)\right),$$

где $p(Y,\ \xi)$ – плотность вероятности; $A(Y,\ \xi)$, $B(Y,\ \xi)$ – коэффициенты сноса и диффузии, определяемые формулами

$$A(Y,\ \xi) = -(\bar{c} - 0{,}5\ G_{\tilde{c}})Y - 0{,}5\ G_{\tilde{c}\tilde{N}} + \bar{N},$$
$$B(Y,\ \xi) = G_{\tilde{c}}Y^2 - 2G_{\tilde{c}\tilde{N}}Y + G_{\tilde{N}}.$$

На практике, как известно, для задания $p(Y,\ \xi)$ ограничиваются конечным числом моментов.

9. УРАВНЕНИЯ ДЛЯ МОМЕНТОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПЛОТНОСТИ ВЕРОЯТНОСТИ И СООТВЕТСТВУЮЩИЕ ИМ ГРАДИЕНТНЫЕ КРИТЕРИИ

Уравнение ФПК аппроксимируем системой дифференциальных уравнений для начальных моментов [13]

$$dm_n / d\xi = n\mathrm{M}[AY^{n-1}] + 0{,}5n(n-1)\ \mathrm{M}[BY^{n-2}], \qquad (3)$$

где М – символ математического ожидания, $n = 1, 2, 3\ldots$. Ограничившись тремя моментами, приходим к обычным расчетным гидрологическим характеристикам (норме, коэффициентам вариации и асимметрии).

При $n = 1$ получим уравнения для матожидания модуля стока

$$dm_1 / d\xi = (-\bar{c} + 0{,}5\ G_{\tilde{c}})\ m_1 - 0{,}5\ G_{\tilde{c}\tilde{N}} + \bar{N}. \qquad (4)$$

Пренебрегая взаимной интенсивностью шумов $(G_{\tilde{c}\tilde{N}} \approx 0)$ и учитывая неслучайный характер величины L, получим

$$L_1\ dm_1 / d\xi \approx \left(-\bar{c} + 0{,}5\ G_{\tilde{c}}\right) m_1 + \bar{X}$$

(здесь $\bar{c} = 1/k$). Для однородных условий $-\bar{c}m_1 = \bar{X}$. Неоднородность возникает из-за шумов $\tilde{c}$, связанных как с естественными изменениями коэффициента стока, так и с погрешностями измерения $\bar{X}$ и m_1.

Сеть постов должна обеспечить идентификацию параметров модели (1) по измеренным значениям m_1 и $dm_1/d\xi$. Поэтому, например, необходимо выполнение неравенства

$$L_1\ dm_1 / d\xi \geq 0{,}5\ G_{\tilde{c}} m_1$$

или
$$L_1 \geq \frac{1}{2} \frac{G_{\tilde{c}}}{\text{grad}\ m_1} m_1, \tag{5}$$

где $\text{grad}\ m_1 = dm_1 / d\xi$.

Сравнивая это неравенство с градиентным критерием Карасева, видим, что для их совпадения необходимо, чтобы $0{,}5\ G_{\tilde{c}} \approx 2{,}82\ \sigma_0$, т. е. при $\sigma \approx 0{,}05$ имеем $G_{\tilde{c}} \approx 0{,}3$. При $\kappa = 0{,}3$ такая интенсивность шума порождает, примерно, 10%-ый интервал неопределенности, для выхода из которого необходимо соблюдение неравенства (5). Обобщая это неравенство для момента любого порядка, получим

$$L_n \geq \frac{n\ G_{\tilde{c}}}{2\ \text{grad}\ m_n} m_n.$$

Соотношения между численными значениями L_n $(n = 1,\ 2,\ 3,\ ...)$ могут, по-видимому, варьироваться в зависимости от характера случайного поля (рис. 5).

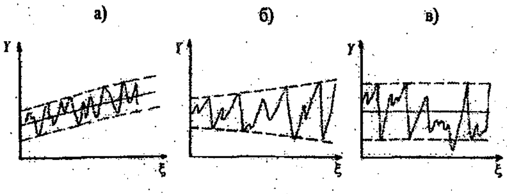


Рис. 5. Варианты соотношений между расчетными гидрологическими характеристиками.

а) $dm_1/d\xi \neq 0$, $dD/d\xi = 0$, $dC_v/d\xi \neq 0$; б) $dm_1/d\xi = 0$, $dD/d\xi \neq 0$, $dC_v/d\xi \neq 0$; в) $dm_1/d\xi = 0$, $dD/d\xi = 0$, $dC_s/d\xi \neq 0$.

Выполним иллюстративные расчеты по реальным водосборам, считая, что $0{,}5\ G_{\tilde{c}} \approx 2{,}82\ \sigma_0$, т. е. при $\sigma_0 = 0{,}05$ величина $0{,}5\ G_{\tilde{c}}$ будет, примерно, равна 0,15. Используем известные в статистике формулы: $\mu_2 = m_2 - m_1^2$, $\mu_3 = m_3 - 3m_2m_1 + 2m_1^3$, $C_v = \sqrt{\mu_2}/m_1$, $C_s = \mu_3/\mu_2^{3/2}$ (здесь μ_n – центральный момент n-ого порядка). С их помощью достаточно просто вычисляются второй ($m_2 = m_1^2 a$, где $a = 1 + C_v{}^2$) и третий ($m_3 = m_1^3 b$, где $b = C_s C_v^3 + 3\left(1 + C_v^2\right) - 2$) моменты, необходимые для подсчета L_2 и L_3. Как видно из таблицы, в большинстве случаев градиентные критерии различаются, но не очень сильно. В таблице градиентные критерии обозначены как $F_{\nabla i}$ (переход от линейных размеров к площадным выполнен по эмпирическим формулам из п. 3).

10. ВЫВОД КОРРЕЛЯЦИОННОГО КРИТЕРИЯ ИЗ СТОХАСТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ

Возникает вопрос о корреляционном критерии, который вроде бы не следует из системы уравнений для моментов. Однако это не так. Сделаем вывод этого критерия из стохастической модели формирования стока.

По определению корреляционная функция это $K(\xi,\ \xi') = \mathrm{M}[Y^0(\xi)Y^0(\xi')]$, где $Y^0 = Y - m_1$. Тогда дифференциальное уравнение для $K(\xi,\ \xi')$ будет

$$\partial K(\xi,\ \xi')/\partial\xi = \mathrm{M}[\dot{Y}^0(\xi)\ Y^0(\xi')],$$

где величину $\dot{Y}^0(\xi) \equiv dY^0/d\xi$ можно определить, используя уравнения (2) и (4). Для однородных, в отношении корреляционной функции, условий формирования стока, получим

$$dK(\Delta\xi)/d(\Delta\xi) = -\ (\bar{c} - 0{,}5\ G_{\tilde{c}})\ K(\Delta\xi);\quad K(\Delta\xi = 0) = D,$$

где $\Delta\xi = \xi' - \xi$, D – дисперсия.

Таблица

Приближенная оценка численных значений критериев оптимальной гидрологической сети

№	Река, гидрологическая зона	Исходные характеристики					Значения критериев, т. км^2				
		$F_{басс}$, т. м^2	m_1, л/скм^2	C_v	m_2	m_3	$F_{репр}$	$F_{\nabla 1}$	$F_{\nabla 2}$	$F_{\nabla 3}$	$F_{кор}$
1	Подкаменная Тунгуска, лесная	241	6 8 10	0,25 0,20 0,15	38,2 66,6 102,2	255 573 1060	0,5	90	97,5	103	160
2	Дон, степная	378	5 2 0,5	0,3 0,7 0,6	27,3 7,6 0,34	159 19,8 0,26	1,5	7,82	13,9	6,23	1,58
3	Западная Двина, лесная	81	10 8 6	0,3 0,3 0,3	109 70 39	1270 650 274	0,5	44,3	41,1	41,9	5,72
4	Южный Буг, степная	46,2	4 2 0,2	0,3 0,6 1,0	17,4 5,4 0,08	81,2 16,6 0,032	1,5	1,6	2,27	2,13	1,0
5	Бурея, горно-лесная	67,4	16 10 5	0,25 0,3 0,4	271 109 29	4833 1270 175	–	4,65	4,64	3,76	4,1

Примечание. Значения нормы модуля стока сняты с карт в верхней, средней и нижней частях бассейнов. При подсчете C_s значение $\beta = C_s/C_v$ брались равными 2, за исключением средней и нижней части бассейна Западной Двины, в которых $\beta = 2,5$.

Решение этого линейного уравнения имеет следующий вид

$$K(\Delta\xi) = D\exp\left(-\bar{c} + 0{,}5\ G_{\tilde{c}}\right)\Delta\xi .$$

Используем линейную аппроксимацию экспоненты $\exp\left(-\bar{c} + 0{,}5\ G_{\tilde{c}}\right)\Delta\xi \approx 1 - \left(\bar{c} - 0{,}5\ G_{\tilde{c}}\right)\Delta\xi$. Тогда $K(\Delta\xi) =$ $= D - D\left(\bar{c} - 0{,}5\ G_{\tilde{c}}\right)\Delta\xi$ или, с учетом соотношения $D = C_v^2 m_1^2$

$$K(\Delta\xi) = C_v^2 m_1^2 - C_v^2 m_1^2\left(\bar{c} - 0{,}5\ G_{\tilde{c}}\right)\Delta\xi .$$

Разделив каждое из слагаемых на квадрат нормы модуля стока, получим

$$\sigma^2 - \sigma^2_{\text{макс}} = -C_v^2 al ,$$

где $a = \bar{c} - 0{,}5\ G_{\tilde{c}}$, $l = \Delta\xi$.

Если считать, что допустимая потеря корреляции не превосходит погрешность измерения стока, т. е. $\sigma^2_{\text{макс}} - \sigma^2 \approx \sigma_0^2$, то расстояние между пунктами наблюдений должно удовлетворять неравенству

$$l \le \sigma_0{}^2 / (C_v{}^2 a) ,$$

т. е. приходим к выражению, по форме идентичному корреляционному критерию (пример расчетов см. в таблице).

11. КРИТЕРИЙ РЕПРЕЗЕНТАТИВНОСТИ КАК ПАРАМЕТР РЕЛАКСАЦИИ В МОДЕЛИ РЕЧНОГО СТОКА

Остается невыясненным (с точки зрения математического моделирования) смысл критерия репрезентативности. Система уравнений первого порядка для начальных моментов (3) является линейной, причем решение каждого последующего зависит от предыдущего (но не наоборот). Параметр L, входящий в динамическую модель (2) и присутствующий в уравнениях для моментов, определяет зону неоднородности стока, связанную с влиянием азональных факторов, учитываемых краевым ("начальным") условием $m_n(\xi=0)=m_n^0$ $(n=1,\ 2,\ \ldots)$. Его смысл такой же как у постоянной времени в обычных динамических системах, численное значение которой определяется (условно) временем достижения выходным сигналом (в нашем случае Y) значения, равного 67 % от установившегося (однородного, в нашем случае) значения.

Решение, например, уравнения для первого начального момента имеет вид

$$m_1(\xi)=m_1^0 e^{-\left(\bar{c}-0{,}5\ G_{\tilde{c}}\right)\xi}+\frac{\bar{N}-0{,}5\ G_{\tilde{c}\tilde{N}}}{\bar{c}-0{,}5\ G_{\tilde{c}}}\left(1-e^{-\left(\bar{c}-0{,}5\ G_{\tilde{c}}\right)\xi}\right), \qquad (6)$$

где $\bar{c}=1/kL$ определяет интенсивность изменения экспоненты. На расстоянии $\xi=L$ переходные процессы практически замирают и норма стока определяется не азональными факторами (которые формируют m_1^0), а зональными (в основном нормой осадков).

Редукционные кривые по существу есть графическое изображение этого решения. На рис. 6 показаны подобные зависимости для первых трех начальных моментов и соответствующих им расчетных характеристик (C_v и C_s). Эти эмпирические зависимости построены по материалам работы [20] на основе наблюдений на 5595 гидрологических створах СССР. Они соответствуют излагаемой теории и могут служить для экспериментального определения репрезентативного расстояния (или площади). Если около зависимостей провести интервалы неопределенности (СКО для этого приведены в работе [20]), то "точки" перегиба для m_1,

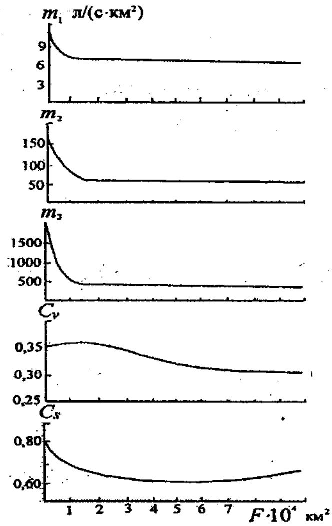


Рис. 6. Редукционные зависимости.

m_2, m_3 превращаются в размытый диапазон, где лежат значения $F_{\text{репр}}$ (500 – 5000 км^2). Разумеется, это осредненная картина по всей территории, которая может варьироваться для отдельных гидрологических зон. Надо иметь в виду, что полной редукции по матожиданию нет (как и по старшим начальным моментам), хотя, например, на зависимости $C_v = f(F)$ имеется практически полная редукция в диапазоне площадей от 750 до 25000 км^2. Отсутствие полной редукции связано, по-видимому, с нелинейным характером формирования стока и будет обсуждаться ниже.

12. СВЯЗЬ ОПТИМИЗАЦИИ СТОКОВОЙ И ОСАДКОМЕРНОЙ СЕТИ

В соответствии с решением (6), на достаточно большом расстоянии ξ влиянием m_1^0, формирующим пространственную азональную неоднородность стока, можно пренебречь. Будем (пока) пренебрегать также взаимной интенсивностью шумов $G_{\tilde{c}\tilde{N}}$. Тогда решение (6) примет простой вид

$$m_1(\xi) = \bar{N}(\xi)/(\ \bar{c} - 0{,}5\ G_{\tilde{c}})\,.$$

Считаем, что изменение нормы стока определяется полем осадков. Тогда можно записать

$$\Delta m_1 = k\ \Delta\bar{N}/(1 - 0{,}5 G_{\tilde{c}}/\bar{c})\,,$$

где $\Delta\bar{N} = \Delta\bar{X}$; k – коэффициент стока. Это выражение можно записать так

$$\nabla_{m_1}\ l_{m_1} = k\ \nabla_{\bar{N}}\ l_{\bar{N}} \big/ (1 - 0{,}5 G_{\tilde{c}}/\bar{c}) \qquad (7)$$

или

$$l_{m_1} = k\ (\nabla_{\bar{N}}/\nabla_{m_1})\ l_{\bar{N}} \big/ (1 - 0{,}5 G_{\tilde{c}}/\bar{c})\,, \qquad (8)$$

где ∇_N, ∇_{m_1} – градиенты нормы осадков и стока; l_{m_1}, l_N – расстояние между стоковыми и осадкомерными постами.

По аналогии с гидрологической сетью можно ввести градиентные критерии для осадкомерной сети

$$l_N^{\nabla} \geq 2\sqrt{2}\sigma_0 N_{\text{ср}} / \nabla_N \ ,$$

где $\sigma_0 = C_v / \sqrt{n}$ (здесь C_v – коэффициент вариации годовых сумм осадков; n – число членов в ряду осадков или, если принимать эргодическую гипотезу, число пунктов наблюдений).

Корреляционный критерий также как и для стоковой сети можно вычислить, опираясь на формулу Дроздова-Шепелевского (1), считая корреляционную функцию годовых сумм осадков линейной

$$l_N^{\text{кор}} \approx r_0\left(\varepsilon^2 \cdot 2 - \eta^2\right),$$

где r_0 – радиус корреляции годовых сумм осадков; ε – допустимая мера ошибки интерполяции; η – мера ошибки измерения. Если считать $\varepsilon = \eta$, то

$$l_N^{\text{кор}} \leq r_0 \eta^2 .$$

Таким образом,

$$2{,}82 \ \sigma \ N / \nabla_N \leq l_N^{\text{опт}} \leq r_0 \eta^2 .$$

Это неравенство может и не выполняться. Тогда надо поступить как и в случае стоковой сети.

Для осадкомерной сети можно найти и аналог критерия репрезентативности. Имеется в виду репрезентативность данных осадкомерных наблюдений по отношению к окружающей территории, оцениваемая точностью экстраполяции [7].

В соответствии с данной работой, погрешность с которой локальные данные на конкретной станции характеризуют среднюю на окружающей территории площадью F погрешность репрезентативности, определяется формулой

$$E(F) = \sigma\sqrt{\varepsilon^2(F) + \eta^2},$$

где σ – среднеквадратическое отклонение суммы осадков; $\varepsilon^2(F)$ – мера ошибки представления средних по площади F осадков локальными данными; η^2 – мера ошибки измерения. Величина $\varepsilon^2(F)$ определяется зависимостью

$$\varepsilon^2(F) = \frac{1}{\sigma^2}\left[f(0,\ 0) - \frac{1}{F}\int_F\int f(x,\ y)\,dx\,dy\right]^2,$$

где x, y – пространственные координаты; f – поле осадков. Если корреляционную функцию осадков описывать экспонентой $r(l) = \exp\left(-e/l_0\right)$, где l_0 – радиус корреляции, то для относительной погрешности репрезентативности получим

$$e(F) = C_v\sqrt{\frac{0{,}23\sqrt{F}}{l_0} + \eta^2},$$

где $e(F) = E(F)/\overline{N}$; $C_v = \sigma/\overline{N}$, $\overline{N}$ – средняя сумма осадков.

Пользуясь этой формулой, можно найти репрезентативную площадь, приходящуюся на один осадкомер, исходя из желаемой погрешности экстраполяции осадков на окружающую территорию

$$F_{\text{репр}} = \left(e^2 - C_v^2\eta^2\right)^2 l_0^2 \Big/ \left(C_v^4 (0{,}23)^2\right).$$

По данным работы [2] (см. табл. 2.14 на стр. 77), при периоде суммирования равному сезону, для центра ЕТР, имеем: $\bar{N} = 362$ мм, $\sigma = 92$ мм, $l_0 = 290$ км, $\eta^2 = 0{,}02$. Пусть желаемая погрешность экстраполяции составляет 7 %. Тогда по приведенной формуле получим $F_{репр} = 5{,}5$ т. км^2.

13. ВЛИЯНИЕ НЕЛИНЕЙНОСТИ ПРОЦЕССОВ ФОРМИРОВАНИЯ СТОКА НА КРИТЕРИИ ОПТИМАЛЬНОСТИ

Уравнение формирования стока можно записать, используя в качестве независимой переменной водосборную площадь F:

$$F_0\, dY(F)/dF = -Y(F)/k + \dot{X}(F), \tag{9}$$

где F_0 – параметр "инерционности", т. е. площадь на которой перестает сказываться действие азональных факторов. Если $\partial F_0/\partial Y \approx 0$ и $\partial k/\partial Y \approx 0$, то стандартная процедура стохастического обобщения при обычных предположениях о характере шумов (они должны быть "белыми") приводит к уравнению ФПК для плотности вероятности $p(Y,\ F)$. Для стационарных (т. е. в нашем случае – репрезентативных) условий ($dY/dF \approx 0$) его решение приводит к семейству одномодальных кривых Пирсона, которые и описывают законы распределения вне зависимости от площади водосбора.

Однако в общем случае ситуация может быть сложней. Гидрологический потенциал $V(Y)$ ($dY/dF = -\partial V/\partial Y$) можно представить рядом Тейлора [15]

$$V(Y) = \sum_k c^{(k)} Y^k .$$

Потенциал возмущается либо внешними гидрометеорологическими воздействиями (например осадками), либо внутренними, бассейновыми факторами, учитываемыми релаксационным параметром F_0 и коэффициентом стока k. В зависимости от числа удерживаемых членов в ряду и соотношения между коэффициентами $c^{(k)}$ можно получить разнообразные кривые распределения плотности вероятности. Если в качестве независимой переменной взять время t, то можно показать развертку процесса в случае двухмодального распределения (рис. 7). Подобное нелинейное явление переброса (смена режимов расходов без видимого изменения осадков и температуры) наблюдается, например, на реках Северного Казахстана. Как отразится на оптимальной гидрологической сети подобное "шизофреническое" поведение водосборов? Ведь норма стока, коэффициент вариации и корреляционная функция, входящие в критерии, представлены здесь в двух экземплярах (более подробно об этом явлении см. [12] стр. 57 – 59).

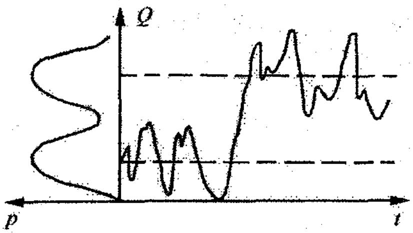


Рис. 7. Возможная временная развертка гидрологического процесса при двухмодальном распределении.

Судя по отсутствию полной редукции у всех начальных моментов (рис. 6), процесс формирования стока всегда нелинейный. Но если даже ограничиться обычным уравнением ФПК, полученным на основе линейной динамической модели, на вероятностном уровне эффекты нелинейности все равно имеют место.

В науке и технике хорошо известен эффект детектирования. Его суть поясняет рис. 8. Из-за наличия "выпрямителя" (нелинейного элемента $R(i)$) сигнал на выходе получает постоянную составляющую U_0, хотя на входе постоянной составляющей не было. Имеет место нарушение симметрии: симметричное воздействие преобразуется в несиммет-

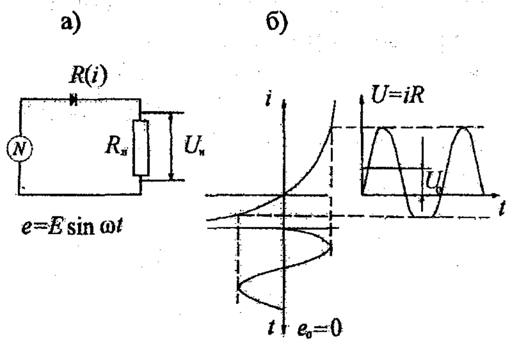


Рис. 8. Пояснение эффекта детектирования.

а – электрическая схема, содержащая нелинейный элемент; б – входной и выходной сигналы.

ричную реакцию системы. Подобный эффект появляется из-за нелинейного параметра системы $R(i)$, изменяющего свои свойства с частотой гармонического воздействия.

В случае стохастической системы (речного бассейна) роль совпадения частот будет играть корреляция $G_{\tilde{c}\tilde{N}}$ между параметрическими ($\tilde{c}$) и аддитивными ($\tilde{N}$) шумами, при этом сама стохастическая система может быть и линейной. Наличие асимметрии в гидрологических рядах (причем большей, чем в рядах годовых сумм осадков: $C_s^{\text{ос}} \leq 0{,}25$ [23], $C_s^{\text{ст}} \approx 0{,}6-0{,}7$, рис. 6) подтверждает подобный эффект. При этом теряет всякий смысл принимать коэффициент стока как константу; он просто обязан испытывать случайные колебания, определенным образом связанные с колебаниями водоподачи. Именно эта связь, величину которой характеризует $G_{\tilde{c}\tilde{N}}$, и порождает асимметричность распределения (т. е. смещение в рядах стока – несовпадение модального и среднего значений, рис. 9). Бытующее среди гидрологов и метеорологов мнение о том, что «положительная асимметрия гидрометеорологических характеристик объясняется влиянием нижнего предела на вид эмпирических кривых обеспеченностей» [20, 23], по-видимому, ошибочно. Если асимметрию порождают пределы, то что порождает отрицательную асимметрию у кривых Пирсона 3-го типа, а также асимметрию обоих знаков у кривой Пирсона 4-го типа, не имеющей пределов ни слева, ни справа?

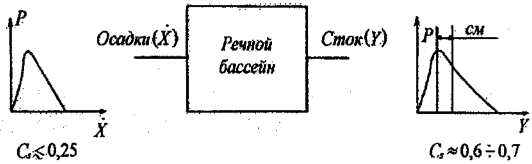


Рис. 9. К появлению смещения (*см*) в распределении $p(Y)$.

Как велико это нелинейное смещение и каково его влияние на критерии оптимальности? Разность между модальным и средним значением зависит [13, 22] от отношения центральных моментов $\mu_3/2\mu_2$, а величина $G_{\tilde{c}\tilde{N}}$ в первом приближении может быть выражена соотношением $G_{\tilde{c}\tilde{N}} \approx \bar{c}\mu_3/2\mu_2$. В соответствии с решением для нормы стока (6) после завершения пространственной релаксации (ухода от азональности) получим

$$m_1(\xi) = \bar{N} - 0{,}5\ G_{\bar{c}\bar{N}} / (\bar{c} - 0{,}5\ G_{\bar{c}}).$$

Величина $0{,}5G_{\bar{c}\bar{N}}$ составляет, в среднем 10 – 15 %, от $\bar{N}$ и, так как нет редукции ни по C_v ни по C_s, является функцией ξ (или F). Происхождение этого "смещения" имеет корни в физике самого процесса формирования стока. Знак его определяется знаком коэффициента асимметрии и при положительном его значении, он отрицательный. Все это приводит к появлению дополнительных слагаемых как в формуле (5), так и в формуле (7), а значит и к изменению градиентного критерия. Например формула (5) примет вид:

$$L_1 \geq 0{,}5G_{\bar{c}}m_1/\text{grad }m_1 + 0{,}5G_{\bar{c}\bar{N}}/\text{grad }m_1 \quad (10)$$

(у второго слагаемого знак "+", так как при положительной асимметрии, что характерно для большинства рядов, корреляция $G_{\bar{c}\bar{N}}$ отрицательна).

14. ОНТОЛОГИЯ ОПТИМАЛЬНОЙ РЕЖИМНОЙ СЕТИ, ЕЕ ПАРАДОКСЫ И ПЕРСПКЕКТИВА ЭВОЛЮЦИИ

14.1. СУЩЕСТВУЮЩАЯ ОНТОЛОГИЯ И НЕВОЗМОЖНОСТЬ НАУЧНО ОБОСНОВАННОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ПРИНЦИПИАЛЬНЫХ ЕЕ ИЗМЕНЕНИЙ

Более 30-ти лет критерии оптимальной режимной сети не подвергались критическому анализу и теоретическому обоснованию, что затрудняло осознавать пределы их применимости, преимущества и недостатки. Вместе с тем, они широко используются в нашей стране и за рубежом, что говорит об их исключительной практической значимости. В этой работе впервые теоретически получены критерии оптимальной сети из общей стохастической модели формирования стока, из которых (как частный случай) следуют критерии Карасева. Это позволяет устранить некоторые их недостатки и конкретизировать те условия формирования стока, при которых они справедливы.

Научная онтология оптимальной режимной сети (т. е. универсальные представления о том , что и как надо оптимизировать) базируется на выделении в бесконечно сложных гидрологических процессах некой конечной предметной области, т. е. фиксации более менее рационально обоснованных и имеющих практическое применение представлений о процессе формирования стока. Выделенная Карасевым предметная область характеризуется полем модуля годового стока и фиксируется следующим допущением: $dm_1(\xi)/d\xi \neq 0;\ r(\xi_1,\xi_2) = r(\xi_1 - \xi_2)$. Подобная фиксация достаточно разумна и уходит корнями к работе Дроздова 1963 г. [3], посвященной оптимизации метеорологической сети.

Эволюция подобной (как и любой другой) онтологии возможна, если: 1) имеет место псевдоинформационный взрыв, т.е. в рамках фиксированной предметной области происходит размножение рациональных структур, не очень различающихся по глубинному смыслу; 2) предприняты действия (затраты энергии и материальных ресурсов) может быть, не связанные с данной проблематикой, но позволяющие расширить предыдущую предметную область. Обе эти предпосылки налицо.

После работы Дроздова было много публикаций по оптимизации метеорологической и гидрологической сети. Большинство из них вносили элементы новизны, особенно в этом отношении выделяется работа Карасева [9], потребовавшая внести в методику гидрологическую специфику, но в их основе лежала формула Дроздова-Шепелевского. Поэтому действительно можно сказать, что по глубинному смыслу, заложенному еще Дроздовым (самим фактом фиксирования определенной предметной области), работы не сильно отличаются друг от друга.

С довоенных времен были сделаны огромные затраты энергии (и в прямом, и в переносном смысле), связанные с расширением гидрометеорологической сети и обобщением результатов наблюдений на ней (карты изолиний расчетных гидрологических характеристик различных видов речного стока и т. д.). Стала широко внедряться стохастическая модель формирования речного стока на основе уравнения ФПК [11].

Кроме этого, существующая до сих пор онтология оптимизации была не в состоянии объяснить сущность своих критериев, оставаясь в рамках используемых в ней смыслов (также как каждый из нас, даже при хорошо развитой саморефлексии, свою сущность не знает: нужен взгляд со стороны, с расширенной предметной области).

Все это вместе взятое (включая и имеющую место критику [24]) сделало существующую онтологию неустойчивой и вынудило ее эволюционировать. Однако возникает вопрос: а на сколько устойчива расширенная онтология оптимизации, представленная в данной работе? Можно ли уже сейчас предсказать дальнейшие пути ее эволюции?

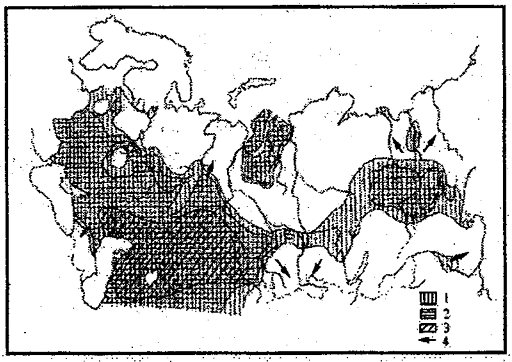
Априори следует сказать, что сделать научно обоснованный прогноз появления "по-настоящему" новой онтологии оптимизации нельзя [16]. Расширение онтологии возможно только за счет прямого действия (затраты энергии), а не за счет существующего знания (т. е. рациональных структур, присущих существующей онтологии: ведь со временем они теряют устойчивость, порождая псевдоинформацию). А так как деятельность, в отличие от состояния, описать стандартным образом невозможно (ее можно только воспроизвести), то отсюда следует и невозможность научного прогноза появления чего-то нового (угадывать можно). Однако на начальном этапе возникновения новой онтологии определенные возможности по предсказанию ее плавной эволюции в рамках адаптационного механизма развития [14] еще имеются. Рассмотрим эту эволюцию (в том числе и в связи с расширением пространственных и временных масштабов гидрометеорологических явлений).

14.2. ВЛИЯНИЕ УСТОЙЧИВОСТИ ВЕРОЯТНОСТНОГО ПРОЦЕССА ФОРМИРОВАНИЯ СТОКА НА ПЛОТНОСТЬ СЕТИ

Вывод критериев на основе модели ФПК привел, в частности, к формуле для градиентного критерия (10). Из нее видно, что нарастание интенсивности шума $G_{\tilde{c}}$ приводит к увеличению расстояния между смежными постами. Проведенные исследования [17] показали, что параметром $\beta = G_{\tilde{c}} / \bar{c}$ определяется устойчивость моментов распределения плотности вероятности расходов воды. Поэтому, чем менее устойчив вероятностный процесс формирования стока, тем больше должно быть расстояние между постами, чтобы уловить градиенты матожидания модуля. На рис. 10 а показаны зоны потери устойчивости [15, 17]. В них сеть постов (по градиентному критерию) должна быть реже. Интересно, что зона наибольшей неустойчивости совпадает с бессточной областью (рис. 10 б) территории бывшего СССР ([8], стр. 33, рис. 4).

По-видимому, это связано с численными значениями коэффициентов стока и их вариациями в этой области. Надо только иметь в виду, что интенсивность шума $G_{\tilde{\tau}}$ в формуле (8) и в выражении для параметра β, использованном при построении карты на рис. 10 а, совпадают лишь в случае, если справедлива гипотеза эргодичности (или ее квазианалоги) в отношении $G_{\tilde{\tau}}$.

а)



б)

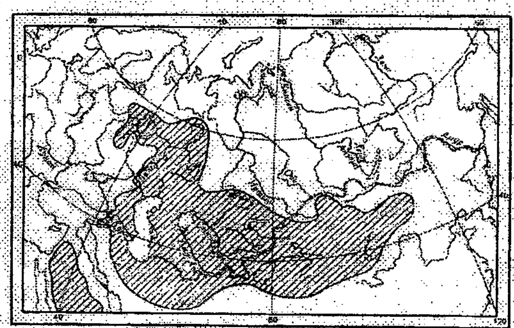


Рис. 10. Неустойчивость гидрологического режима на территории СНГ по критерию $\beta = G_{\tilde{\tau}} / \bar{c}$ (а) и бессточные области СССР (б).

1) $\beta > 2/3$, 2) $\beta > 1$, 3) $\beta \geq 1{,}8$ (при современном климате), 4) тенденции к изменению зон неустойчивого развития по климатическому сценарию на 2020 г. (глобальное повышение температуры на 2 °С).

14.3. УМЕНЬШЕНИЕ РОЛИ ГИДРОЛОГИЧЕСКИХ АСПЕКТОВ В ДЕЙСТВУЮЩЕЙ ОНТОЛОГИИ ПРИ УВЕЛИЧЕНИИ ВОДОСБОРНОЙ ПЛОЩАДИ

Посмотрим как изменится предметная область (и онтология оптимизации) при увеличении водосборной площади. Судя по рис. 6 (да и по огромному практическому опыту гидрологических расчетов) при увеличении водосборной площади расчетные параметры (m_1, C_v, C_s) не выходят за пределы, при которых справедливо семейство Пирсона, а значит – уравнение ФПК, фиксирующее обсуждаемую предметную область. Все три параметра, правда, уменьшаются, но и это не противоречит здравому смыслу: по мере увеличения площади все более эффективно происходит усреднение случайных процессов. В пределе надо от речных бассейнов переходить к водосборным площадям морей или океанов. При этом необходимо либо рассматривать многомерное уравнение ФПК для "популяции бассейнов", формирующих сток в океан, либо в качестве выходной переменной рассматривать суммарный сток с бассейнов. Эта "популяция" будет довольно рыхлая и каждый бассейн будет вести себя наподобие Лейбницевской монады, хотя слабая корреляция шумов будет за счет глобальных климатических факторов. Суммируя же сток по всем бассейнам, подойдем к модели суммарного стока с поверхности суши в океан с нормой $m_1 = 3{,}1$ л/с км^2 (коэффициенты вариации и асимметрии, по-видимому, очень незначительные).

С точки зрения оптимизации эти два случая (модель "популяции" и модель суммарного стока) не имеют значения, так как каждый из бассейнов уже проолтимизирован, а значит проолтимизирована вся площадь суши, с которой осуществляется сток. Гидрологическая специфика процесса ("сидящая" в параметрах $G_{\tilde{c}}$ и $G_{\tilde{c}\tilde{N}}$) при таких площадях практически уже теряется: $G_{\tilde{c}\tilde{N}} \to 0$ (а значит $C_s \to 0$), вариации (также незначительные) создаются климатическим шумом $G_{\tilde{N}}$, а m_1 – нормой осадков.

Потеря гидрологической специфики формирования стока осуществляется уже с площадей порядка $F_{\text{репр}}$. Парадоксальность ситуации заключается в том, что оперируя при построении оптимальной сети только тремя моментами и пренебрегая четвертым моментом (это обычная в гидрологии практика), мы считаем тем самым, что $G_{\tilde{c}} << \bar{c} + G_{\tilde{c}}$. В то же время $G_{\tilde{c}\tilde{N}} \neq 0$ (иначе бы $C_s = 0$). То есть эффект детектирования есть, но создается он не внутренней (гидрологической) активностью бассейна, а климатическим шумом. Водосборы с площадью $F \geq F_{\text{репр}}$ довольно пассивным образом трансформируют осадки в сток. Судя по формуле (8), плотность стоковой сети практически полностью определяется плотностью сети осадкомеров. Возникает довольно неприятный для гидрологов вопрос: а нужна ли вообще плотная режимная стоковая сеть при наличии сети осадкомеров?

14.4. ВЗАИМОСВЯЗЬ РАСЧЕТНЫХ ГИДРОЛОГИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК С БЕЛЫМИ ШУМАМИ И МЕТЕРЕОЛОГИЧЕСКИМИ СТРУКТУРАМИ СИНОПТИЧЕСКОГО МАСШТАБА

На графике $C_v = f(F)$ (рис 6.) имеется область $F \leq 25000$ км^2, где $\partial C_v / \partial F \approx 0$. При больших площадях $\partial C_v / \partial F < 0$. Объяснение подобной структуры функции $C_v(F)$ может быть следующим. Пока площадь водосбора замыкаемого стоковым постом лежит в указанных пределах, редукции C_v не наблюдается. Это может быть связано с однородностью (по C_v) внешних воздействий (поля осадков). Действительно, судя по имеющимся материалам [1, 2, 6, 23], наибольшим пространственным структурным образованием этого поля является макромасштабная (синоптическая) система с характерным размером порядка 10^5 км^2 (и выше). Причем ядро этого образования имеет радиус корреляции порядка 100 – 200 км [2], что в среднем и дает площади порядка 25000 км^2. При такой степени покрытия территории, водосборы больших площадей осредняют шумы и редуцируют коэффициент вариации.

Может возникнуть следующий вопрос. Характерное время жизни структур синоптического масштаба (циклонов, например) несколько суток. А у нас речь идет о коэффициенте вариации годового стока. Но дело в том, что в соответствии с моделью ФПК коэффициент вариации порождается белыми шумами (например для нормального распределения $C_v = \sqrt{D} / m_1 = \left(\sqrt{G_{\tilde{N}} / \bar{c}}\right) / m_1$ [13]), т. е. случайным процессом с нулевым радиусом корреляции (а практически – много меньшим временем релаксации речного бассейна равным, примерно, одному году). Именно этому условию и удовлетворяет характерное время жизни синоптических образований. Таким образом, и плато ($\partial C_v / \partial F \approx 0$) на графике $C_v(F)$ порождено не гидрологическими, а метеорологическими особенностями.

14.5. УВЕЛИЧЕНИЕ РОЛИ ГИДРОЛОГИЧЕСКИХ АСПЕКТОВ В ЭВОЛЮЦИОНИРУЮЩЕЙ ОНТОЛОГИИ ПРИ УМЕНЬШЕНИИ ВОДОСБОРНОЙ ПЛОЩАДИ. РАЗРЫВ МЕЖДУ РЕАЛЬНЫМ СОСТОЯНИЕМ ГИДРОЛОГИЧЕСКИХ ОБЪЕКТОВ И ИСПОЛЬЗУЕМЫМИ ЗАКОНАМИ (МОДЕЛЯМИ), ОПИСЫВАЮЩИМИ ИХ ФУНКЦИОНИРОВАНИЕ

Теперь посмотрим, что происходит при F (или ξ) $\to 0$? В интервале площадей от $F = F_0$ до $F_{\text{репр}}$ действуют, так называемые, переходные процессы (точнее их надо назвать пространственно-релаксационными, если в качестве независимой переменной выступает не время, а площадь). Парадоксальность ситуации заключается в том, что мы "навязываем" водосбору закон (модель ФПК), по которому должны меняться моменты распределения плотности вероятности. Краевые условия (начальные моменты в "точке" F_0) задаются независимо от уравнения ФПК. К чему это приводит рассмотрим на примере решения уравнения для первого момента (матожидания).

Предположим, что на водосборе площадью F_0 происходят некие ("азональные") процессы формирования стока, приводящие этот водосбор в состояние $m_1(F_0) = m_1^0$, $dm_1/dF\big|_{F_0} = \dot{m}_1^0 = 0$.

Подставив в решение (6) значение m_1^0, получим "переходной процесс", изображенный на рис. 11, где

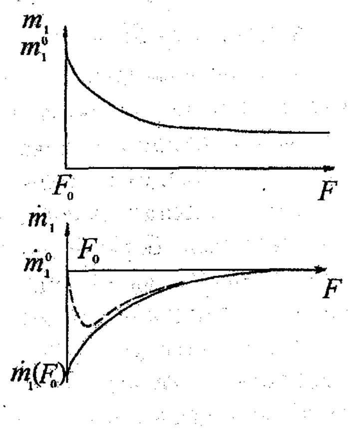


Рис. 11. К иллюстрации «нестыковки» между состояниями водосборов и законами формирования стока.

$m_1^0(F_0) = \left(-\bar{c} + 0{,}5\ G_{\bar{c}}\right)\ m_1^0 \neq m_1^0 = 0$ (для простоты при подсчете $m_1^0(F_0)$ считаем, что $N = 0,\ G_{\bar{c}N} = 0$). Таким образом, "начальное" состояние m_1^0 моделью просто игнорируется, и реальный "переходный процесс", показанный штриховой линией на рис. 11, заменяется экспонентой. Следовательно при постановке задачи о формировании функции p (Y, F) мы должны задавать уравнение ФПК, начальные моменты при F_0, а также молчаливо постулировать условие скачка для производных от моментов.

Это неизбежная плата за то, что мы пытаемся в новую (для модели ФПК в том виде как она представлена) еще не рационализированную предметную область (область азональных процессов формирования стока) выйти со старым (уже освоенным) законом. Поэтому, оптимизируя сеть стоковых постов, поступают вполне благоразумно, выбирая $F_{\text{опт}} > F_{\text{репр}}$. Тем самым игнорируются нестыковки между состояниями водосборов (m_1^0, m_1^0) и законами, которым подчиняется формирование стока на больших территориях.

Чтобы расширить онтологию оптимизации на область $F < F_{\text{репр}}$, необходима деятельность, затрата энергии (проведение экспериментальных исследований, рытье шурфов, идентификация азональных моделей и т. д.), хотя и сейчас уже много сделано в этом направлении. Причем, чем меньше оптимизируемая площадь, тем более уникален процесс формирования стока на ней (философская категория "единичное" приобретает больший вес), и тем большее число научных понятий (философская категория "общее") надо вводить в рассмотрение, чтобы составить математическую модель и на ее основе разработать критерии оптимального размещения сети.

14.6. ОСОБЕННОСТИ ОПТИМИЗАЦИИ В ГОРНЫХ РАЙОНАХ

Попытки построить редукционные зависимости модуля годового стока от площади горных водосборов оказываются, как правило, безуспешными. В связи с этим возникает вопрос о критерии репрезентативности. Специальные исследования на эту тему с точки зрения задач оптимизации автору неизвестны, но определенные соображения общего характера высказать можно.

Для горных районов прослеживаются хорошие связи модуля годового стока со средней высотой водосборов. Если обратиться к уравнению (9), то влияние высоты местности h можно учесть, считая, что $F_0 = f(h)$. Причем по физическому смыслу эта зависимость может быть такой: $F_0 \approx F_{\text{репр}} / (ah+1)$, где a – коэффициент. Тогда для равнинных рек (при $h \to 0$) $F_0 = F_{\text{репр}}$, а с увеличением высоты водосбора $F_0 \to 0$, т. е. водосборы становятся "малоинерционными" и, как говорится "без лишних слов", сбрасывают выпавшие осадки к замыкающему створу. В этом случае решение типа (6) при любых площадях будет

$$m_1(F) = (\bar{N}(F) - 0{,}5\ G_{\tilde{c}\tilde{N}}) / (\bar{c} - 0{,}5\ G_{\tilde{c}}),$$

т. е. норма модуля стока определяется, в основном, нормой осадков. А так как с высотой количество осадков, как правило, увеличивается, то растет и модуль стока. По данным работы [21] (табл. 6, стр. 149 – 172), из 116 горных районов и подрайонов, только в пяти случаях наблюдалось уменьшение нормы модуля с высотой, хотя и это связано с осадками.

Таким образом критерий репрезентативности в горных условиях теряет свой смысл (получается, что все горные бассейны "репрезентативны").

15. СВЯЗЬ ЗАДАЧИ ОПТИМИЗАЦИИ СЕТИ С ВОПРОСАМИ УПРАВЛЕНИЯ ГИДРОЛОГИЧЕСКИМИ ПРОЦЕССАМИ

До сих пор мы рассматривали критерии оптимальной сети, так сказать, в чистом виде без всякой связи с практическим использованием речного стока. Но гидрометеорологическая сеть создавалась не ради праздного любопытства: дескать "интересно" как выглядит поле речного стока и осадков. Учесть практический интерес при размещении сети можно, если ввести этот самый "интерес" в модель формирования стока в виде управляющего воздействия φ. Проще всего это можно проиллюстрировать на примере уравнения (4):

$$dm_1 / d\xi = (-\bar{c}(\varphi) + 0{,}5\ G_{\tilde{c}\tilde{N}})\ m_1 - 0{,}5\ G_{\tilde{c}\tilde{N}} + \bar{N} \pm \varphi.$$

В роли φ может выступать, например, изъятие стока на орошение, водопотребление и т. д. Причем ввести φ можно либо в виде аддитивной добавки, либо мультипликативно через параметр $\bar{c}$ (например, изменение коэффициента стока под действием антропогенных факторов). Тогда, например, при изъятии стока по длине реки (как это происходит в бассейне Амударьи) формула (10) примет вид

$$L_1 \geq 0{,}5 \ G_{\bar{c}} m_1 / \text{grad } m_1 + 0{,}5 \ G_{\bar{c}\bar{N}} / \text{grad } m_1 - \varphi / \text{grad } m_1 ,$$

т. е. на редукционной кривой либо появляется локальная воронка в области изъятия, либо увеличивается наклон кривой к оси F (или ξ) и по градиентному критерию сеть постов должна быть более густой. В этой формуле два первых слагаемых определяют естественный физико-географический процесс формирования стока, а последнее – антропогенный фактор.

Вообще онтология оптимизации определяется фиксацией предметной области, т.е. моделью – степенью осмысленности гидрометеорологической ситуации. Практическая потребность (управление) стоит на первом месте (рис. 12).

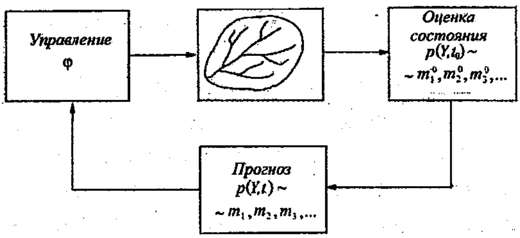


Рис. 12. Гидрологическая управляемая система.

Все три блока (и соответствующие им группы гидрометеорологических задач: оценка состояния, прогноз и управление) образуют достаточно замкнутую систему. Поэтому характер предполагаемого управления определяет выбор прогностической модели стока, которая диктует что и как будет оцениваться на поверхности водосбора (т. е. плотность сети, состав и методику гидрометрических работ). Конечно можно оборвать цепочку между блоками “Оценивание” и “Прогноз” и, так сказать, оценивать “вообще…”. Но это “вообще” тоже опирается на какие-то модельные, не обязательно в математической форме, представления о стоке и его практическом использовании. Ибо “оценка” – это одна из степеней процесса познания: от живого созерцания (оценка), к абстрактному мышлению (модель и прогноз на ее основе) и от него к практике (т. е. управлению).

Все рассуждения, выполненные в данной работе в отношении годового стока, оказываются справедливыми (с соответствующими коррективами) для минимального и максимального стока, формирование которых также описывается моделью ФПК.

ИЗ РЕЦЕНЗИИ ПРОФ. И. Ф. КАРАСЕВА (ВМЕСТО ЗАКЛЮЧЕНИЯ)

“…Подход авторов отличается исключительной философско-методологической глубиной, которую редко можно встретить при решении прикладных задач (обычно подобный философский антураж сопровождает работы по теоретической физике, да и то на дискуссионных ее направлениях). Удивительно, но это философствование не вызывает раздражения. Более того: возникает полная убежденность, что без нее не было бы и предлагаемой методики оптимизации. Дело здесь, по-видимому, в следующем.

Изложить полученные результаты можно было бы и без всякой философии, а только опираясь на модель ФПК. Но понять почему “онтология оптимизации” (термин авторов) топталась на месте и куда она будет эволюционировать после появления рецензируемой работы, без “частично инфинитивного” моделирования, невозможно. На примере прикладной гидрометеорологической проблемы авторам удалось продемонстрировать переходной гносеологический процесс замены предметных областей, о котором подробно изложено в монографии В. В. Коваленко “Частично инфинитивное моделирование и прогнозирование процессов развития” (СПб.: изд. РГГМУ, 1998 г. – 113 с.)…”

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Алибегова Ж. Д.* Пространственно-временная структура полей жидких осадков. – Л.: Гидрометеоиздат, 1985. – 230 с.

2. *Гандин Л. С., Каган Р. Л.* Статистические методы интерпретации метеорологических данных. – Л.: Гидрометеоиздат, 1976. – 360 с.

3. *Дроздов О. А.* Метод построения сети метеорологических станций равнинной местности // Труды ГГО. – 1936. – Вып. 12. – С. 10 – 112.

4. *Дроздов О. А., Шепелевский А. А.* Теория интерполяции в стохастическом поле метеорологических элементов и ее применение к вопросам метеорологических карт и рационализации сети // Тр. НИУ ГУГМС. – 1946 – Сер. 1, вып. 13 – 65. – 115 с.

5. *Дроздов О. А.* О принципах рационализации сети метеорологических станций // Тр. ГГО. – 1961. – Вып. 123. – С. 33 – 46.

6. *Зверев А. С.* Синоптическая метеорология. – Л.: Гидрометеоиздат, 1977. – 712 с.

7. *Каган Р. Л.* К оценке репрезентативности осадкомерных данных // Тр. ГГО. – 1967. – Вып. 191. – С. 22 – 34.

8. *Калинин Г. П.* Проблемы глобальной гидрологии. – Л.: Гидрометеоиздат, 1968. – 378 с.

9. *Карасев И. Ф.* О принципах размещения и перспективах развития гидрологической сети // Труды ГГИ. – 1968. – Вып.164. – С. 3 – 36.

10. *Карасев И. Ф., Коваленко В. В.* Стохастические методы речной гидравлики и гидрометрии. – СПб.: Гидрометеоиздат, 1992. – 208 с.

11. *Коваленко В. В.* Измерение и расчет характеристик неустановившихся речных потоков. – Л.: Гидрометеоиздат, 1984. – 160 с.

12. *Коваленко В. В.* Гидрометрическое оценивание речного стока с элементами стохастического подхода. Учебное пособие. – Л.: изд. ЛПИ, 1986. – С. 61 (ЛГМИ).

13. *Коваленко В. В.* Моделирование гидрологических процессов. – СПб.: Гидрометеоиздат, 1993. – 256 с.

14. *Коваленко В. В.* Бифуркации в религиозной философии, естествознании и общественном развитии – СПб.: Гидрометеоиздат, 1994. – 160 с.

15. *Коваленко В. В.* Частично инфинитивное моделирование и прогнозирование процессов развития. – СПб.: изд. РГГМУ, 1998. – 113 с.

16. *Коваленко В. В.* Частично инфинитивное моделирование и прогнозирование процессов развития на основе идей эволюционной

эпистемологии / Материалы итоговой сессии ученого совета. – СПб.: изд. РГГМИ, 1998. – 164 с.

17. *Коваленко В. В., Хаустов В. А.* Критерии устойчивого развития гидрологических процессов и картирование зон ожидаемых аномалий параметров годового стока рек СНГ при антропогенном изменении климата. – Метеорология и гидрология, 1998, 12. – С. 96 – 102.

18. *Коваленко В. В.* Вывод критериев оптимальной гидрологической сети из стохастической модели, учитывающей эффекты нелинейности в формировании речного стока. / Итоговая сессия Ученого совета. Тезисы докладов. – СПб.: изд. РГГМУ, 1999. – 160 с.

19. *Лаукс Д., Стединжер Дж., Хейт Д.* Планирование и анализ водохозяйственных систем: Пер. с англ. М.: Энергоатомиздат, 1984. – 400 с.

20. *Пространственно-временные* колебания стока рек СССР / Под. ред. А. В. Рождественского. – Л.: Гидрометеоиздат, 1988. – 376 с.

21. *Пособие* по определению расчетных гидрологических характеристик. – СПб.: Гидрометеоиздат, 1984. – 448 с.

22. *Рождественский А. В., Чеботарев А. И.* Статистические методы в гидрологии. – Л.: Гидрометеоиздат, 1974. – 424 с.

23. *Швер Ц. А.* Закономерности распределения количества осадков на континентах. – Л.: Гидрометеоиздат, 1984. – 286 с.

24. Stewart B. J. Integrated hydrological networks // Technical reports in hydrology and water resources. No. 60. – 1998. – P. 18.

ОГЛАВЛЕНИЕ

10 р.

Научное издание

Коваленко Виктор Васильевич
Пивоварова Инна Ивановна

Оптимизация режимной гидрологической сети на основе стохастической модели формирования речного стока

Редактор: И. Г. Максимова.

Компьютерный набор и верстка: Н. В. Викторова

ЛР № 020309 от 30.19.96.

Подписано в печать 24.11.2000 г. Формат 60х90 1/16
Бумага офсетная. Печать офсетная. Печ.л. 2,7
Уч.-изд.л. 3,2 Тираж 200. Зак. 129
РГГМУ. 195196, СПб, Малоохтинский пр., 98.
Отпечатано ООО «Концепт»