

ГИДРОЛОГИЯ

В.В. Коваленко, Е.В. Гайдукова, Д.В. Чистяков, А. Хамлили

МЕТОДИКА МОНИТОРИНГА И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ РАЗВИТИЯ ПРОЦЕССОВ КАТАСТРОФИЧЕСКОГО ФОРМИРОВАНИЯ МНОГОЛЕТНЕГО РЕЧНОГО СТОКА

V.V. Kovalenko, E.V. Gaidukova, D.V. Chistyakov, A. Hamlili

METHOD OF MONITORING AND FORECASTING OF PROCESSES OF CATASTROPHIC FORMATION OF A LONG-TERM RIVER FLOW

Рассмотрено практическое применение критерия, позволяющего оценивать степень статистической устойчивости процесса формирования многолетнего речного стока. Его нарушение приводит к появлению «хвостов» вероятностных распределений, спадающих не степенным образом, что обуславливает повышенную вероятность катастроф. Разработана методика, позволяющая по стандартной сетевой гидрометеорологической информации мониторить и прогнозировать процессы катастрофического формирования стока. Для годового стока с применением ГИС-технологий получены фактические и условно-прогнозные карты ЕТР с указанием регионов, в которых возможны подобные явления.

Ключевые слова: статистическая неустойчивость, катастрофа, прогноз.

The practical application of criterion allowing to estimate a degree statistical instability of process of formation of a long-term river flow is considered. Its infringement results in occurrence of «tails» of probabilistic distributions which are falling down by a not sedate image, that causes the increased probability of accidents. The technique allowing on the standard network hydrometeorological information to observe and to predict processes of catastrophic formation of a drain is developed. For an annual flow with application of GIS-technologies the actual and conditionally forecast cards of the European territory of Russia with the indication of regions are received, in which the similar phenomena are possible.

Key words: statistical instability, accident, the forecast.

Введение

В последнее десятилетие появились работы, связанные с исследованием устойчивости процессов формирования стока [Коваленко, 1998; Коваленко, Хаустов, 1998]. Выяснилось, например, что годовой многолетний сток на значительной территории России формируется неустойчиво по 3-му, а часто и по 2-му начальным моментам (а значит и коэффициентам асимметрии и вариации). При этом имеется в виду не неустойчивость моментов статистического распре-

деления из-за коротких рядов наблюдений или погрешностей, а неустойчивость генетическая, связанная с самой физикой формирования вероятностного режима стока.

В дальнейшем появились интерпретации подобного явления [Коваленко, Викторова, Гайдукова, 2006], связанного с так называемой «самоорганизованной критичностью» и фрактальностью рядов стока. Практически неустойчивость часто визуализируется как толстый хвост распределения плотности вероятности p (он спадает не по экспоненте $p \sim \exp(-Q^2) \xrightarrow{Q \rightarrow \infty} 0$, а по степенному закону $p \sim \text{const}/Q^{(1+\alpha)} \rightarrow 0$, при $0 \leq \alpha \leq 1$; здесь Q – расход воды). Это приводит к тому, что возможны неконтролируемые известными статистическими закономерностями выбросы ординат случайного процесса, приводящие к нарушению предельной теоремы теории вероятности ($S_n = \sum_{i=1}^n x_i \rightarrow S$, т. е. $\forall i$ случайная величина x_i не вносит определяющего вклада).

Действие статистической закономерности прекращается, если $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{M}[S_n / m_n] = \text{const}$, где $m_n = \max\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$. В этом случае последовательности S_n и m_n эквивалентны, т. е. сумма эффектов определяется лишь одним максимальным числом m_n (не действует предельная теорема Чебышева). Так как при строительном проектировании согласно нормативному документу СПЗ-101-2003 ряды стока предполагаются устойчивыми, то возникают чисто практические проблемы, связанные с более повышенной вероятностью затопления гидротехнических сооружений, чем это диктуется на основе проектных расходов воды заданной обеспеченности. В данной статье подобное явление интерпретируется как катастрофическое (непредсказуемое современными методами нормативной гидрологии) формирование речного стока и ставятся задачи: 1) создания методики его выявления при стационарном климате; 2) предсказания при возможном изменении климата и картирования зон распределения подобных катастроф на территории ЕТР.

Мониторинг зон катастрофического формирования многолетнего стока

Базовая модель, которая будет использоваться в данной статье – уравнение Фоккера–Планка–Колмогорова (ФПК), описывающее эволюцию плотности вероятности марковских случайных процессов:

$$\frac{\partial p(Q, t)}{\partial t} = - \frac{\partial [A(Q, t)p(Q, t)]}{\partial Q} + 0,5 \frac{\partial^2 [B(Q, t)p(Q, t)]}{\partial Q^2}, \quad (1)$$

где $A(Q, t)$ и $B(Q, t)$ – коэффициенты сноса и диффузии, определяемые физико-статистическими свойствами речного бассейна и внешних климатических воз-

действий на него, представленных задаваемыми параметрами, входящими в выражения для A и B (см. [Коваленко, Викторова, Гайдукова, 2006]).

Для стационарных случайных процессов уравнение (1) сводится к уравнению Пирсона, семейство решений которого является онтологическим базисом современной гидрологии. Само по себе это уравнение изначально не имело отношения к гидрологии и было предложено Пирсоном (без всякой связи с уравнением ФПК), чтобы его решениями (кривыми плотности вероятности) аппроксимировать эмпирические распределения – гистограммы. Параметры этого уравнения изначально не несли какого-либо физического смысла, связанного с механизмом формирования того или иного закона распределения плотности вероятности. При выводе же этого уравнения из модели (1) его коэффициенты приобретают ясный физический, в нашем случае – гидрологический, смысл, связанный с интерпретацией речного бассейна как линейного формирующего фильтра, преобразующего белые шумы в марковский случайный процесс (подробнее с этой «кухней» можно познакомиться, например, по учебнику [Коваленко, Викторова, Гайдукова, 2006]).

Для целей настоящей статьи нам потребуется аппроксимация уравнения ФПК системой уравнений для начальных моментов m_i :

$$\begin{aligned} dm_1 / dt &= -(\bar{c} - 0,5G_{\tilde{c}})m_1 + \bar{N} - 0,5G_{\tilde{c}\tilde{N}}; \\ dm_2 / dt &= -2(\bar{c} - G_{\tilde{c}})m_2 + 2\bar{N}m_1 - 3G_{\tilde{c}\tilde{N}}m_1 + G_{\tilde{N}}; \\ dm_3 / dt &= -3(\bar{c} - 1,5G_{\tilde{c}})m_3 + 3\bar{N}m_2 - 7,5G_{\tilde{c}\tilde{N}}m_2 + 3G_{\tilde{N}}m_1, \end{aligned} \quad (2)$$

где $N = \dot{X} / \tau$; $c = 1 / k\tau$; $N = \bar{N} + \tilde{N}$; $c = \bar{c} + \tilde{c}$ (здесь \dot{X} – интенсивность осадков; k – коэффициент стока; τ – время релаксации; \bar{N} , \bar{c} – математические ожидания; \tilde{N} и \tilde{c} – белые шумы с интенсивностями $G_{\tilde{N}}$, $G_{\tilde{c}}$ и взаимной интенсивностью $G_{\tilde{c}\tilde{N}}$).

Из системы (2) видно, что неустойчивость моментов связана с мультипликативными шумами, а именно со значением параметра $\beta = G_{\tilde{c}} / \bar{c}$. При $\beta = 0,67$ наступает потеря устойчивости по m_3 , а при $\beta = 1$ – по m_2 (а значит и по дисперсии). Сам по себе факт потери устойчивости по m_2 не указывает на возможную форму кривой плотности вероятности. Он «говорит» только о том, что распределение выходит за класс кривых Пирсона, оно может оказаться двухмодальным, но наиболее вероятно, что распределения будут иметь степенной («толстый») хвост. Ранее (см. [Коваленко, 1998; Коваленко, Хаустов, 1998]) была предложена формула для практического вычисления этого критерия

$$\beta = 2k \ln r + 2, \quad (3)$$

где r – коэффициент автокорреляции.

Эту формулу сравнительно легко применить для многолетнего годового стока, так как распределение значений коэффициента стока по территории СНГ достаточно надежно закартировано, а в отношении значений коэффициентов автокорреляции сделаны достаточно объективные рекомендации регионального характера (см. [Пространственно-временные колебания, 1998]). На рис. 1 представлена карта распределения параметра β , вычисленного по формуле (3) для ЕТР. (Карта построена по ГИС-технологиям по 102 пунктам наблюдений).

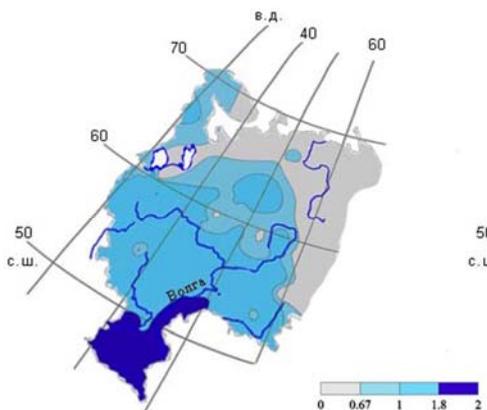


Рис. 1. Распределение критерия устойчивости β по ЕТР

Из этого рисунка видно, что на значительной территории ЕТР годовой сток формируется неустойчиво по третьему и второму начальным моментам (а значит по коэффициентам асимметрии и вариации). Причем степень неустойчивости возрастает с севера на юг. Именно в южных регионах можно ожидать более частое появление кривых распределения плотности вероятности, выходящих за пределы семейства кривых Пирсона (с толстыми хвостами или полимодальными), а значит с катастрофическим (неконтролируемым нормативными вероятностными распределениями, рекомендуемыми СП33-101-2003) режимом формирования многолетнего речного стока.

Прогнозирование динамики зон катастрофического формирования многолетнего стока

В соответствии с формулой (3) для прогнозирования изменения расположения зон катастрофического формирования стока необходим прогноз двух характеристик: коэффициента стока k и коэффициента автокорреляции r . Изменение этих параметров может происходить за счет либо климатических, либо антропогенных, либо обоих этих факторов, меняющих внешние воздействия на водосбор и характер их подстилающей поверхности.

Традиционно климатические сценарии содержат многолетние нормы среднегодовых осадков \bar{X} и температуры воздуха \bar{T} (например, в виде карт изоли-

ний). Рассмотрим, каким образом эти характеристики можно учитывать в параметрах k и r .

Используя уравнение водного баланса для замкнутых речных водосборов $\bar{Q} = \bar{X} - \bar{E}$ (здесь \bar{E} – норма испарения), можно записать выражение для коэффициента стока:

$$k = \bar{Q} / \bar{X} = 1 - \bar{E} / \bar{X}. \quad (4)$$

С учетом формулы Н.А. Багрова $\bar{E} = \bar{X} \text{ th}(E_0 / \bar{X})$ и Тюрка $E_0 = 300 + 25\bar{T} + 0,05\bar{T}^3$ (здесь E_0 – испаряемость), выражение (4) можно переписать так^

$$k = 1 - \text{th} \frac{300 + 25\bar{T} + 0,05\bar{T}^3}{\bar{X}}. \quad (5)$$

Формула (5) позволяет оценивать возможное изменение коэффициента стока по сценарным климатическим характеристикам.

Что касается коэффициента автокорреляции, то оценить его изменение в новом климате можно, опираясь на выявленную закономерность его уменьшения при увеличении модуля стока \bar{q} (рис. 2).

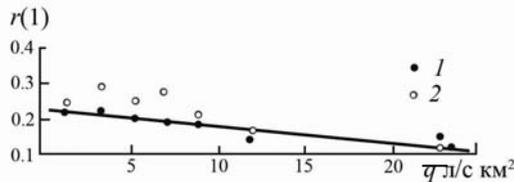


Рис. 2. Зависимость коэффициента автокорреляции от модуля стока [Пространственно-временные колебания, 1998]. 1 – по данным ГГИ, 2 – по данным Д.Я. Ратковича

Расход (модуль) стока в новом климате можно оценить по формуле $\bar{Q} = k\bar{X}$, где k вычисляется по формуле (5), а \bar{X} – сценарная норма осадков. (Зависимости, аналогичные представленным на рис. 2, получены сотрудниками кафедры гидрофизики и гидропрогнозов РГГМУ и для минимального стока, см. [Громова, 2008].)

Существуют различные сценарии изменения климата, в том числе и на похолодание. В нашем случае речь идет о методике прогнозирования возможных неустойчивостей и поэтому конкретизация сценария не столь важна.

Из формулы (3) нельзя сделать однозначного вывода, что при потеплении параметр β будет увеличиваться. Все зависит от степени изменения \bar{T} и \bar{X} . В любом случае увеличение коэффициента и модуля стока повышает степень устойчивости.

На рис. 3 представлены карты, показывающие изменения в распределении β по ЕТР в зависимости от способа оценки параметров, входящих в формулу

(3), а также в зависимости от возможного характера изменения \bar{X} и \bar{T} . Рисунки *а*, *б* и *в* (верхний ряд) соответствуют следующим условиям: на рис. 3, *б* построена карта при «текущих» (закартированных) значениях норм осадков и модулей стока (они нужны для вычисления k), а также по значениям r , рекомендуемых в работе [Пространственно-временные колебания, 1998] (аналогичная карта на рис. 1 построена на основе фактических рядов наблюдений); на рис. 3, *а* (3, *в*) построена карта при понижении (повышении) температуры воздуха на 2°C и понижении (повышении) нормы осадков на 30 % относительно текущих значений для каждой точки ЕТР (дискретность 3° по долготе и 2° по широте). Прогнозные значения k определялись по формуле (5), а значения r по рис. 2.

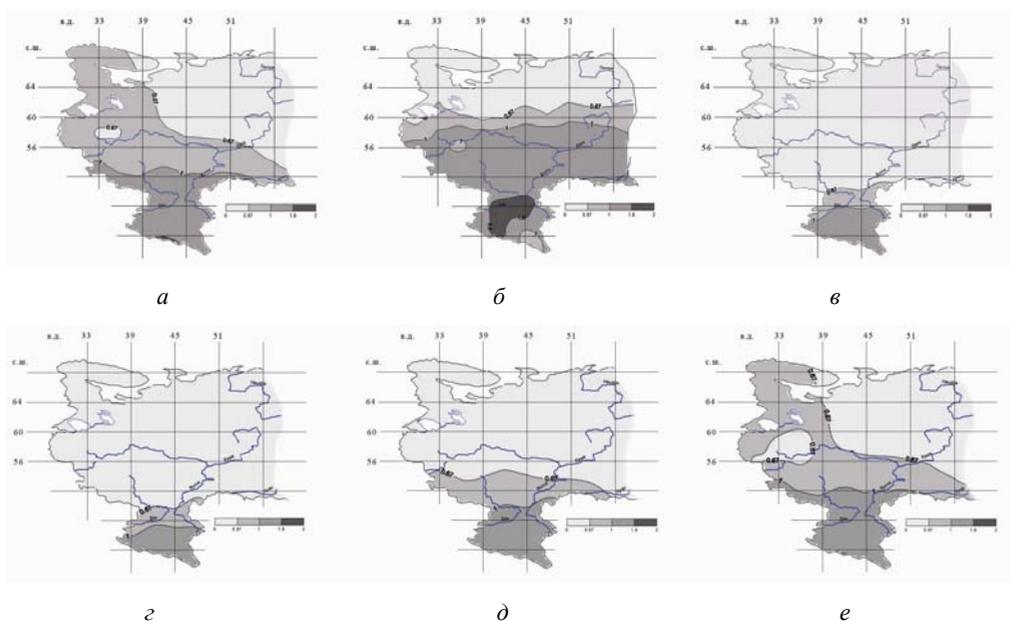


Рис. 3. Изменение зон неустойчивого формирования годового стока при изменении климата

Рисунки *з*, *д* и *е* (нижний ряд) соответствуют условиям: на рис. 3, *д* построена карта при использовании формулы (5) для текущих значений \bar{X} и \bar{T} ; на рис. 3, *з* (3, *е*) построены карты при понижении (повышении) температуры воздуха на 3°C и при значениях нормы осадков, соответствующих рис. 3, *д* («замороженных»). Значения прогнозных значений k и r определялись как и в предыдущем случае.

Эти карты подтверждают, что значение возможного изменения температуры (без учета возможного изменения осадков) еще недостаточно для однозначной оценки степени устойчивости (рис. 3, *а* и 3, *е*, также как и 3, *в* и 3, *з* это подтверждают). Конечно, это всего лишь иллюстрирующие методичку примеры.

В дальнейшем требуется проведение аналогичных расчетов по наиболее вероятным конкретным климатическим сценариям.

Выводы

Онтология, лежащая в основе современных методов гидрорасчетов и базирующаяся на предположении статистической стационарности и устойчивости процесса формирования стока, противоречит реальному положению дел. Во-первых, изменение климата очевидным образом приводит к нестационарности стока, что никак не учитывается в нормативных документах, а во-вторых, даже если климат считать стационарным, сам процесс формирования стока оказывается для многих речных бассейнов неустойчивым. В данной статье:

1. Предложен способ, позволяющий оценивать степень катастрофичности процесса формирования речного стока на основе доступной сетевой гидрометеорологической информации.

2. Получена карта распределения на ЕТР зон, в которых возможны неконтролируемые стандартными (используемыми в практической гидрологии) статистическими закономерностями (кривыми Пирсона) катастрофические процессы формирования многолетнего речного стока.

3. Предложены методы прогнозирования критерия катастрофического формирования стока (его прогностическая модель), позволяющие оценивать его численные значения при изменении внешних (климатических) воздействий на водосборы.

4. Получены карты, иллюстрирующие потенциально возможное изменения распределения по ЕТР зон с неустойчивым формированием стока как при потеплении, так и при похолодании.

Разработанная методика может быть применена для максимального и минимального стока. Однако при этом могут возникнуть следующие проблемы:

1) для минимального стока актуальна не столько борьба с толстыми хвостами в зоне малых обеспеченностей, сколько поведение кривых обеспеченности в зоне нулевых и «отрицательных» расходов. Желание нормативной гидрологии «запретить» рекам пересыхать и замерзать (вывод кривых плотности вероятности на нулевую вероятность нулевых расходов) входит в явное противоречие с данными натурных наблюдений на небольших реках;

2) для максимального стока весеннего половодья использование критерия устойчивости требует более достоверных оценок для коэффициентов стока и автокорреляции, что значительно сложнее, чем для годового стока.

Решение этих проблем является целью дальнейших исследований по данной тематике.

Исследования финансировались Министерством высшего образования и науки РФ (проект 2.1.1/3355).

Литература

1. *Громова М.Н.* Методика оценки статистических характеристик группировок минимального стока: Дисс. ... канд. тех. наук, 2008. – 165 с.
2. *Коваленко В.В.* Частично инфинитное моделирование и прогнозирование процессов развития. – СПб.: изд. РГГМУ, 1998. – 113 с.
3. *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. 96–112.
4. *Коваленко В.В., Викторова Н.В., Гайдукова Е.В.* Моделирование гидрологических процессов. – СПб.: изд. РГГМУ, 2006. – 559 с.
5. *Пространственно-временные колебания стока рек СССР / Под ред. А.В. Рождественского.* – Л.: Гидрометеиздат, 1998. – 376 с.