

В.В. Коваленко, Е.В. Гайдукова, М.К. Куасси

УСТОЙЧИВОСТЬ ФОРМИРОВАНИЯ ВЕРОЯТНОСТНОГО РЕЖИМА МНОГОЛЕТНЕГО РЕЧНОГО СТОКА В АРКТИЧЕСКОМ РЕГИОНЕ РОССИИ

V.V. Kovalenko, E.V. Gaidukova, M.M. Kuassi

THE STABILITY OF THE FORMATION OF THE PROBABILISTIC MULTI- YEAR REGIME OF RIVER RUNOFF IN THE ARCTIC REGION OF RUSSIA

Проведено исследование географического распределения речных бассейнов с неустойчивым формированием вероятностного режима многолетнего максимального стока весеннего половодья в Арктическом регионе России. Обоснована возможность при оценке характеристик стока пользоваться одномерными вероятностными распределениями.

Ключевые слова: максимальный сток весеннего половодья, критерий устойчивости, Арктический регион России.

The geographical distribution of the river basins with unstable formation of probabilistic regime of multi-year maximum flow of spring flood is revealed in the Arctic region of Russia. Possibility to use one-dimensional probability distributions is justified when assessing the performance of flow.

Key words: maximum flow of spring flood, the criterion of sustainability, the Arctic region of Russia.

В настоящее время основным видом вероятностных распределений стоковых характеристик, используемых в инженерной гидрологии, являются кривые К. Пирсона III типа и их частный случай с фиксированной левой границей ($p(Q=0)$), где p — плотность вероятности расхода воды Q , модуля или слоя стока) — кривые Крицкого—Менкеля. Это обстоятельство зафиксировано как в предыдущих [6], так и в действующем нормативном документе СП 33-101-2003 [7]. Вопрос об устойчивости начальных моментов, характеризующих указанные распределения с точки зрения физики их формирования, не поднимался, так как моменты (в рамках СП) определяются не с помощью математических моделей, а путем обработки непосредственно измеренных расходов воды (точнее, вычисленных — ежедневных их значений, осредненных за определенный период, например, за год). Речь могла идти только о неустойчивости статистических моментов из-за коротких рядов наблюдений.

Необходимость опираться не на фактические ряды наблюдений, а на математические модели, описывающие формирование вероятностных распределений, возникает,

если мы переходим от констатирующей роли науки (ответ на вопрос: «Что происходит «сейчас»?») к прогностической («Что будет в будущем?»). «Рядов для будущего» у нас нет, и единственный выход — обратиться к моделям. Такая задача возникает, например, при оценке долгосрочных гидрологических последствий изменения климата и антропогенных факторов, влияющих на речной сток (вырубка лесов, распашка земель, демографическая ситуация, урбанизация и т.п.). Необходимую нам модель выдумывать не надо — это уравнение Фоккера–Планка–Колмогорова (ФПК), причем самый простой ее вариант, статистически эквивалентен линейному формирующему фильтру:

$$dQ = \left[-(\bar{c} + \tilde{c})Q + \bar{N} + \tilde{N} \right] dt, \quad (1)$$

где $c = 1/k\tau$; $N = \dot{X}/\tau$ (здесь k — коэффициент стока; τ — время релаксации речного бассейна; \dot{X} — осадки; \bar{c} и \bar{N} — математические ожидания; \tilde{c} и \tilde{N} — белые гауссовские коррелированные друг с другом шумы с интенсивностями $G_{\tilde{c}}$, $G_{\tilde{N}}$ и взаимной интенсивностью $G_{\tilde{c}\tilde{N}}$).

То, что именно такой вариант стохастической модели необходим для инженерной гидрологии, подтверждается действующим нормативным документом [7], хотя там даже нет упоминания о нем. Парадокс отсутствует, ибо исторически ситуация сложилась так, что наилучшей и общепризнанной аппроксимацией эмпирических распределений рядов всех (!) видов многолетнего речного стока является решение уравнения Пирсона (частный случай уравнения ФПК для статистически стационарного режима). Этот факт известен почти 100 лет, однако до недавнего времени коэффициенты уравнения Пирсона воспринимались как «подгоночные» (т.е. они просто подбирались таким образом, чтобы эмпирическая гистограмма наилучшим образом аппроксимировалась его решением, причем оказывалось, что лучше всего для этого подходит кривая Пирсона III типа). Однако если уравнение Пирсона «вывести» из уравнения ФПК, то его коэффициенты приобретают вполне осязаемый гидрологический смысл. С помощью этих коэффициентов можно задавать параметры, характеризующие изменения климатических и антропогенных факторов формирования стока [2].

В более общем (статистически не стационарном) случае уравнение ФПК аппроксимируется системой обыкновенных дифференциальных уравнений для начальных моментов m_i ($i = 1, 4$):

$$dm_i / dt = f \left\{ i \left[\bar{c} - (i/2)G_c \right] m_i, G_{\tilde{c}\tilde{N}}, \bar{N}, G_{\tilde{N}} \right\}, \quad (2)$$

(подробную ее запись см. [3]). Система (2) (или ее стационарный вариант: $dm_i/dt = 0$) является математической основой для решения упомянутых прогностических задач. Однако многолетний опыт их решения (в основном, связанный с использованием климатических сценариев) показал, что в некоторых регионах полученные оценки моментов оказываются неустойчивыми. Выяснилось (см. [5]), что критерием устойчивости является соотношение $\beta = G_{\tilde{c}}/\bar{c}$, причем при $\beta > 0,67$ неустойчивым оказывается третий момент, а при $\beta > 1$ — второй. Для вычисления β была получена формула (см. [5]):

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

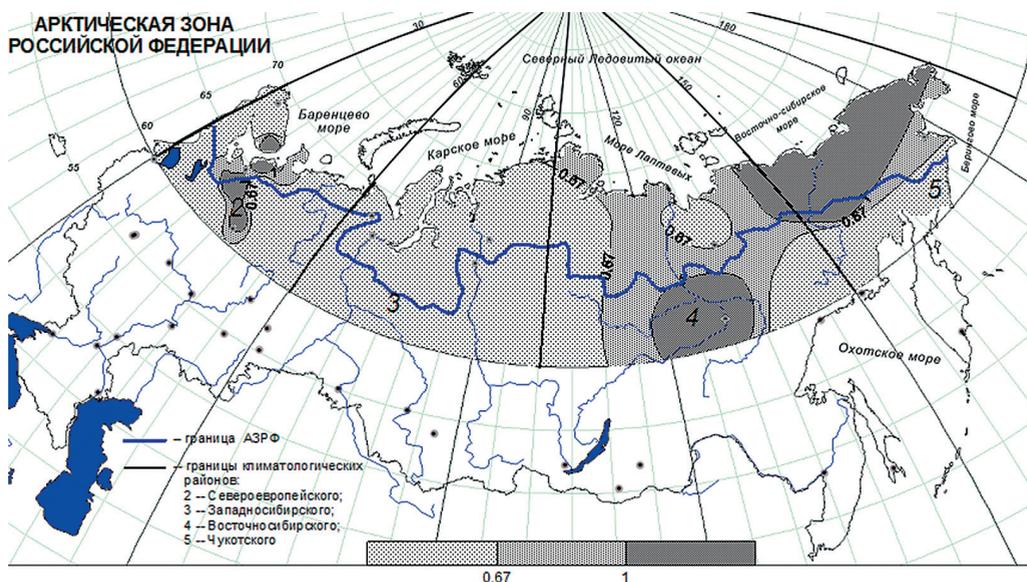
где k — коэффициент стока; r — коэффициент автокорреляции в рядах многолетнего стока, которая позволила по стандартным наблюдениям рассчитывать и картировать величину β .

В настоящей статье оценки значения β рядов максимального стока весеннего половодья Арктического региона России сделаны с использованием доступной через Интернет-ресурсы информации для того, чтобы выявить географическое распределение зон неустойчивости.

Для вычисления критерия β были использованы метеорологические данные, приведенные в [8]. Полученные карты географического распределения численных значений β представлены на рисунке. Всего было рассмотрено 108 речных бассейнов с площадью водосборов F , не выходящей за пределы аazonального ($F < 1500 \text{ км}^2$) и полизонального ($F > 50000 \text{ км}^2$) режимов формирования многолетнего стока. В некоторых случаях коэффициенты автокорреляции r при годовой сдвиге были отрицательны, и такие бассейны исключались из рассмотрения как не отвечающие марковскому режиму формирования стока. (На самом деле большая часть подобных водосборов имела хотя и отрицательные, но статистически не значимые значения r и могли рассматриваться как бассейны, генерирующие марковские, но быстро релаксирующие случайные процессы, однако и они исключались из рассмотрения). На рисунке видно, что почти половина территории Арктического региона РФ (это примерная визуальная оценка) оказывается в зоне устойчивости по третьему и второму моментам максимального стока весеннего половодья (по первому моменту процесс всегда устойчив, так как согласно формуле (3) β зависит от k и r , которые всегда меньше единицы, а следовательно, $\beta < 2$). При рассмотрении климатических регионов получилось, что треть территории в Северо-европейском регионе является неустойчивой по третьему и второму моментам, Западносибирский регион устойчив по всем моментам, в Восточносибирском регионе бассейн р. Лены находится в зоне неустойчивости по третьему моменту и территория Чукотского региона неустойчива по третьему и второму моментам.

Карта, представленная на рисунке, констатирует географию зон неустойчивости, которые выявлены с помощью формулы (3) для β . Но эта формула носит, скорее, формально-расчетный характер (определение β по ней напоминает расчет электрического сопротивления путем деления напряжения на силу тока исходя из закона Ома, но это вовсе не означает, что в пределах справедливости последнего физические свойства проводника зависят от напряжения или тока). Физика β «сидит» в разности $(\bar{c} - (i/2)G_c)$. Ведь $c \sim 1/k$, а k — это способ учесть «потери» воды с бассейна. Если речь идет, например, о годовом многолетнем стоке, то эти «потери» вызываются испарением (т.е. $\beta = f(E)$) [1]. Вместо того чтобы изучать двумерное распределение $p(Q, E)$, гидрологи ограничились изучением $p(Q)$, что исторически вполне оправдано: ведь отраслям экономики (гидротехническому строительству, например) нужны обеспеченные значения расходов, а не испарения (за которым, вдобавок, не ведутся постоянные наблюдения на гидрометеорологической сети). Фактически это означает, что из двумерной поверхности $p(Q, E)$ «вынуто» только одно сечение [$p(Q/E = \text{const})$]. В терминах модели ФПК

фиксацию $E = \text{const}$ обеспечивают параметр \bar{c} и условие $\bar{c} < 0,5iG_c$. Если последнее неравенство нарушается, то в рамках одномерного распределения это означает, что $m_i \rightarrow \infty$. Но бесконечных расходов не существует, значит, они в реальности не стремятся к бесконечности (это только решение модели, т. е. нашего представления о формировании стока, стремится к бесконечности). Изображающая точка в фазовом пространстве, которым в одномерном случае является прямая линия $0Q$, должна стремиться не к бесконечности, а просто «уходить» с линии расходов. Куда? В «другое измерение», в плоскость QE . Таким образом, надо переходить к двумерному распределению $p(Q, E)$, расширять «систему отсчета» событий в речном бассейне (взгляд на происходящее в нем). Судя по карте для годового стока [5] и полученной карте для максимального стока, для Арктического региона острой необходимости в этом нет, так как на значительных территориях по второму и третьему моментам сток формируется устойчиво. Поэтому в первом приближении можно ограничиться одномерными распределениями $p(Q)$. Однако не исключено, что в дальнейшем придется использовать и многомерное распределение, так как устойчивость формирования стока в новых климатических условиях может нарушиться [4].



Распределение критерия β для максимального стока весеннего половодья

Таким образом, в статье показано, что для Арктического региона РФ младшие моменты вероятностных распределений многолетнего максимального стока весеннего половодья формируются достаточно устойчиво, если это формирование рассматривать как простой марковский процесс. Это создает возможность в первом приближении при оценке характеристик стока пользоваться одномерными вероятностными распределениями.

Литература

1. Коваленко В.В. Диагностирование бифуркационных очагов при формировании многолетнего годового стока (на примере ЕТР). // Ученые записки РГГМУ, 2013, № 27, с. 7–16.
Kovalenko V.V. Diagnostirovanie bifurkacionnyh ochagov pri formirovanii mnogoletnego godovogo stoka (na primere ETR). // Uchenye zapiski RGGMU, № 27, 2013, s. 7–16.
2. Коваленко В.В., Викторова Н.В., Гайдукова Е.В. Моделирование гидрологических процессов. — СПб.: РГГМУ, 2006. — 559 с.
Kovalenko V.V., Viktorova N.V., Gaidukova E.V. Modelirovanie gidrologicheskikh processov. — SPb.: RGGMU, 2006. — 559 s.
3. Коваленко В.В., Викторова Н.В., Гайдукова Е.В., Громова М.Н., Хаустов В.А., Шевнина Е.В. Методические рекомендации по оценке обеспеченных расходов проектируемых гидротехнических сооружений при неустановившемся климате. Под ред. В.В. Коваленко. — СПб.: РГГМУ, 2010. — 51 с.
Kovalenko V.V., Viktorova N.V., Gaidukova E.V., Gromova M.N., Haustov V.A., Shevnina E.V. Metodicheskie rekomendacii po ocenke obespechennyh rashodov proektiruemykh gidrotehnicheskikh sooruzhenij pri neustanovivshemsja klimate. Pod red. V.V. Kovalenko. — SPb.: RGGMU, 2010. — 51 s.
4. Коваленко В.В., Гайдукова Е.В., Хаустов В.А., Громова М.Н., Девятков В.С., Шевнина Е.В. Влияние изменения климата на многолетний слой стока весеннего половодья рек Арктической зоны России. // Ученые записки РГГМУ, 2010, № 14, с. 14–19.
Kovalenko V.V., Gaidukova E.V., Haustov V.A., Gromova M.N., Devyatov V.S., Shevnina E.V. Vlijanie izmenenija klimata na mnogoletnij sloj stoka vesennego polovod'ja rek Arkticheskoj zony Rossii. // Uchenye zapiski RGGMU, 2010, № 14, s. 14–19.
5. 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.
Kovalenko V.V., Haustov V.A. Kriterii ustojchivogo razvitija gidrologicheskikh processov i kartirovanie zon ozhidaemykh anomalij parametrov godovogo stoka rek SNG pri antropogennom izmenenii klimata. // Meteorologija i gidrologija, 1998, № 12, s. 96–102.
6. СНиП 2.01.14-83. Определение расчетных гидрологических характеристик. // Госстрой СССР. — М.: Стройиздат, 1985. — 36 с.
SNiP 2.01.14-83. Opredelenie raschetnyh gidrologicheskikh harakteristik. // Gosstroj SSSR. — M.: Strojizdat, 1985. — 36 s.
7. СП 33-101-2003. Определение основных расчетных гидрологических характеристик. // Госстрой России. — М.: ФГУП ЦПП, 2004. — 73 с.
SP 33-101-2003. Opredelenie osnovnyh raschetnyh gidrologicheskikh harakteristik. // Gosstroj Rossii. — M.: FGUP CPP, 2004. — 73 s.
8. National centers for environmental prediction. NOAA Earth System Research Laboratory. // U.S. Department of Commerce. // National Oceanic and Atmospheric Administration, 2013. — [<http://www.esrl.noaa.gov/psd/data.html>] (дата обращения 20.02.2013).

Работа финансировалась грантами Министерства образования и науки РФ в рамках НИР: «Исследования и разработка научно-технических основ реагирования на разномасштабные климатические изменения при рациональном природопользовании в Арктике» (№ 14.515.11.0002), «Адаптация математических моделей формирования вероятностных характеристик многолетних видов речного стока к физико-географическим условиям России для целей обеспечения устойчивости их решений при моделировании и прогнозировании» (№ 1413).