

УДК 556.06

Эффективность моделирования и прогнозирования речного стока

С.В. Борщ, Ю.А. Симонов, А.В. Христофоров

*Гидрометеорологический научно-исследовательский центр
Российской Федерации, г. Москва, Россия
simonov@mecom.ru, khristoforov_a@mail.ru*

Анализируются различные показатели эффективности моделей формирования речного стока и методик прогнозирования его характеристик. Показано, что широко используемый показатель эффективности моделей Нэша – Сатклиффа не в полной мере учитывает специфику последующего использования этих моделей для оперативного гидрологического прогнозирования.

Приведенные в статье примеры из практики прогнозирования речного стока демонстрируют несовпадение выводов, получаемых с помощью показателя Нэша – Сатклиффа, с результатами оценки эффективности методик прогнозирования по принятым в Росгидромете показателям. На этом основании рекомендуется не ограничиваться этим критерием и пользоваться отечественными правилами оценки применимости методик прогнозирования в зависимости от соотношения между их погрешностью и погрешностью альтернативного прогноза.

Показано, что для оценки методик ежедневного краткосрочного прогнозирования расходов и уровней воды в течение всего года или отдельной фазы водного режима в качестве альтернативного прогноза может быть использован метод линейной экстраполяции гидрографа.

Предлагается усовершенствованный показатель применимости методики прогнозирования речного стока, в котором учитываются не только сравниваемые погрешности проверяемой методики и альтернативного прогноза, но также число проверочных прогнозов, корреляция между рядами этих ошибок и автокорреляция каждого из этих рядов.

Ключевые слова: качество модели формирования речного стока, применимость методики прогнозирования, альтернативный климатический и инерционный прогноз, линейная экстраполяция гидрографа, показатель эффективности

DOI: <https://doi.org/10.37162/2618-9631-2020-1-176-189>

Efficiency of streamflow modeling and forecasting

S.V. Borsch, Y.A. Simonov, A.V. Khristoforov

*Hydrometeorological Research Center of Russian Federation, Moscow, Russia
simonov@mecom.ru, khristoforov_a@mail.ru*

Various performance indicators of river flow generation models and methods for predicting its characteristics are analyzed. It is shown that the widely used indicator of a model's effectiveness – Nash-Sutcliffe – does not fully take into account the specifics of the subsequent use of these models for operational hydrological forecasting.

Examples from the operational practices of streamflow forecasting presented in the paper demonstrate the mismatch between the conclusions with using the Nash-Sutcliffe indicator and the results of evaluating the effectiveness of forecasting methods according to the indicators adopted at Roshydromet. On this basis, it is recommended not to be

limited to this criterion and use domestic rules for assessing the applicability of forecasting techniques, depending on the relationship between their error and the error of the alternative forecast.

It is shown that to evaluate the methods of daily short-term forecasting of discharges and water levels throughout the year or a separate phase of the water regime, the method of linear extrapolation of the hydrograph can be used as an alternative forecast.

An improved indicator of the applicability of the river flow forecasting technique is proposed, which takes into account not only the compared errors of the tested method and alternative forecast, but also the number of test forecasts, the correlation between the series of these errors and the autocorrelation of each of these series.

Keywords: quality of the river flow generation model, applicability of the forecasting technique, alternative climatic and inertial forecast, linear extrapolation of the hydrograph, efficiency indicator

Введение

Моделирование процессов формирования речного стока является одним из важнейших направлений развития современной гидрологии суши. Этому развитию способствуют углубление представлений об описываемых процессах, совершенствование системы гидрометеорологических наблюдений и повышение возможностей вычислительной техники [8]. Растет количество различных физико-математических и концептуальных моделей и расширяется сфера их применения в целях описания гидрологического режима водных объектов суши, расчета его характеристик и оценки его возможных климатических и антропогенных изменений. Модели формирования речного стока находят все более широкое применение в гидрологических прогнозах, где они часто способствуют повышению их точности и заблаговременности и в конечном итоге повышают научную обоснованность планов и мероприятий по использованию и охране водных ресурсов и снижению ущерба от опасных гидрологических явлений [6, 8, 9, 15, 16, 20, 21].

При разработке конкретной методики прогнозирования характеристики речного стока или притока воды в водохранилище возникает проблема выбора одной из моделей, подходящих с точки зрения поставленной задачи, особенностей рассматриваемого водного объекта и располагаемой гидрометеорологической информации. Такой выбор будет максимально обоснованным при наличии объективного показателя эффективности выбираемой модели и получаемой с ее помощью методики прогнозирования. В данном случае под эффективностью модели и методики понимается возможность их практического применения.

В настоящее время в большинстве стран мира, а в последние годы и в России используется опубликованный в 1970 году показатель Нэша – Сатклиффа [23]. Данный показатель вполне подходит для оценки качества модели, однако не совсем подходит для оценки эффективности применения использующей данную модель методики прогнозирования.

В отечественной практике вывод о применимости методики прогнозирования делается на основе сравнения ее погрешности с погрешностью альтернативного прогноза, который учитывает только известные к дате его составления данные гидрологических наблюдений [10, 11]. Такой подход представляется более обоснованным и может приводить к выводам, не совпадающим с выводами об эффективности используемой модели.

В настоящей статье вводится дополнительный вариант альтернативного прогноза, анализируются примеры несоответствий между показателями эффективности моделирования и прогнозирования и предлагается более совершенный показатель эффективности прогнозов речного стока.

Оценка эффективности моделирования речного стока

При оценке качества модели анализируются разности $Y - \tilde{Y}$ между фактическими (измеренными или рассчитанными) значениями гидрологической характеристики Y и получаемыми с помощью модели значениями \tilde{Y} . При этом анализируется ряд $(Y_1, \tilde{Y}_1), \dots, (Y_n, \tilde{Y}_n)$, полученный на независимом материале, т. е. в результате модельных расчетов, выполненных с использованием гидрометеорологических данных, которые не использовались при калибровке модели. Вопросы, связанные с формированием рядов для калибровки и для верификации модели, подробно рассмотрены в [1].

Для краткосрочных прогнозов и некоторых среднесрочных прогнозов, которые выпускаются ежедневно в течение всего года или достаточно продолжительной генетически однородной фазы водного режима, такой ряд может быть получен в результате проверочных прогнозов в течение одного-двух лет. Для долгосрочных прогнозов и некоторых среднесрочных прогнозов, выпускаемых один или несколько раз в год, такой ряд может быть получен только в результате проверочных прогнозов на протяжении многолетнего периода [1, 11, 26].

Применяемый для оценки эффективности моделей показатель Нэша – Сатклифа рассчитывается по формуле:

$$NSE = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \tilde{Y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}, \quad (1)$$

где \bar{Y} – среднее арифметическое ряда Y_1, \dots, Y_n фактических значений моделируемой характеристики [22]. Данный показатель не превышает единицу, причем равенство $NSE = 1$ достигается при абсолютно точной модели, обеспечивающей совпадение величин Y и \tilde{Y} . Равенство $NSE = 0$ означает, что моделирование является столь же точным, как расчет величины Y по ее среднему значению \bar{Y} . Отрицательные

значения NSE свидетельствуют о совершенно неудовлетворительных результатах моделирования.

В некоторых работах используются дополнительные показатели качества модели. Вместо показателя NSE встречается показатель $RSR = \sqrt{1 - NSE}$. Систематическая ошибка характеризуется величиной $PBIAS = (\bar{\delta} / \bar{Y})100\%$, где $\bar{\delta}$ – среднее арифметическое ряда $Y_1 - \tilde{Y}_1, \dots, Y_n - \tilde{Y}_n$ [16, 18, 21]. В связи с последним показателем следует отметить, что, как правило, систематические ошибки моделирования стараются устранить еще на стадии разработки методики прогнозирования [13, 15, 16, 21].

В основе показателя эффективности модели Нэша – Сатклиффа лежит идея корреляционного отношения К. Пирсона [2, 5]. В неявном виде он учитывает оценку среднеквадратического отклонения смоделированных значений гидрологической характеристики от фактических:

$$S = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \tilde{Y}_i)^2}. \quad (2)$$

Показатели NSE и S связаны соотношением:

$$NSE = 1 - \frac{S^2}{\sigma^2} \left(\frac{n}{n-1} \right) \approx 1 - \frac{S^2}{\sigma^2}, \quad (3)$$

где σ – оценка стандартного отклонения гидрологической характеристики, равная

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}. \quad (4)$$

Пренебрегая незначительным отличием величины $n/(n-1)$ от единицы, можно утверждать, что максимальным значением показателя NSE является величина R^2 – квадрат коэффициента корреляции между величинами Y и \tilde{Y} . Это обусловлено тем, что минимальным значением показателя S является величина $\sigma\sqrt{1 - R^2}$ [5].

При выпуске прогноза требуется учет метеорологических характеристик в течение периода его заблаговременности. Это может достигаться путем использования метеорологических прогнозов или на основе расчетов по данным многолетних наблюдений за этими характеристиками [9, 13, 16, 21]. С увеличением заблаговременности Δt погрешность таких прогнозов или расчетов возрастает и может оказаться весьма значительной [16, 21, 24]. В результате этого вероятные ошибки прогноза окажутся больше, чем ошибки моделирования, которое было выполнено с использованием фактически наблюдавшихся метеорологических характеристик. Поэтому после замены смоделированных значений величины Y ее прогнозами в формулах (1) и (2) показатель NSE снизится, а показатель S возрастет. Степень таких изменений будет тем значительнее, чем больше

погрешность прогноза или расчета метеорологических характеристик и выше их влияния на результаты моделирования и последующего прогнозирования [1].

Пример 1

В целях долгосрочного прогнозирования объема притока воды в Чебоксарское водохранилище за второй квартал использована разработанная в ИВП РАН физико-математическая модель формирования речного стока ECOMAG. Ввиду невозможности достаточно надежного прогнозирования хода метеорологических характеристик в течение столь длительного периода заблаговременности использован метод ансамблевого прогноза, при котором в модель подставлялись наблюдавшиеся ранее варианты такого хода с последующим осреднением смоделированных значений при каждом выпуске прогноза [3]. В результате замены смоделированных с использованием фактически наблюдавшихся метеорологических характеристик значений притока ансамблевыми прогнозами среднеквадратическая погрешность S увеличилась с 2,8 до 5,3 км³, а показатель NSE снизился с 0,92 до 0,69.

Пример 2

В целях прогнозирования ежедневных расходов воды реки Мзымта у п. Красная Поляна в течение всего года с заблаговременностью 1 сутки использована разработанная в Гидрометцентре России концептуальная модель формирования талого и дождевого стока. Прогнозируемые на сутки вперед значения среднесуточной температуры воздуха и суточного слоя осадков определялись в виде средневзвешенных значений соответствующих прогнозов по всем усваиваемым в оперативном режиме метеорологическим моделям COSMO-Ru7, NCEP, REGION и UKMO [2]. В результате замены фактических метеорологических характеристик их прогнозами среднеквадратическая погрешность S увеличилась с 8,6 до 9,9 м³/с, а показатель NSE снизился с 0,85 до 0,80.

Применению показателя Нэша – Сатклиффа для оценки эффективности различных гидрологических моделей и свойствам этого показателя посвящено большое количество работ [6, 7, 17, 19, 25]. В [22] предлагается следующая классификация качества моделей: модель может считаться хорошей при условии $NSE \geq 0,80$; удовлетворительной – при условии $0,36 \leq NSE < 0,80$; неудовлетворительной – при условии $NSE < 0,36$.

В связи с подобными классификациями необходимо отметить, что использование показателя эффективности модели и отнесение ее к категории хороших, удовлетворительных и неудовлетворительных должно предусматривать сравнение результатов моделирования с результатами применения альтернативных вариантов решения поставленной задачи. С учетом того, что модель предназначена для решения задачи прогнозирования речного стока, такое сравнение лучше всего выполнять с учетом возможности использовать другие варианты получения аналогичных прогнозов.

Оценка эффективности прогнозирования речного стока

В отечественной практике применение методики гидрологического прогнозирования считается оправданным, если ее погрешность явно ниже погрешности альтернативного прогноза [1].

Для долгосрочных прогнозов речного стока с заблаговременностью более 12–15 суток в качестве альтернативы используется климатический прогноз, который выражается нормой \bar{Y} прогнозируемой величины. Погрешность такого прогноза равна стандартному отклонению σ . Вывод о применимости методики прогнозирования делается на основании отношения S/σ . В зависимости от этого показателя и числа проверочных прогнозов n методика относится к одной из трех возможных категорий. В частности, при $n \geq 25$ методика считается хорошей при $S/\sigma \leq 0,50$, удовлетворительной при $0,50 < S/\sigma \leq 0,80$ и неудовлетворительной при $S/\sigma > 0,80$ [10, 11].

Для краткосрочных прогнозов речного стока с заблаговременностью не более 5–6 суток в качестве альтернативы используется инерционный прогноз. При заблаговременности прогноза Δt суток инерционный прогноз $\tilde{Y}_t(t + \Delta t)$ использует известное на дату его составления значение $Y(t)$ и определяется формулой:

$$\tilde{Y}_t(t + \Delta t) = Y(t) + \bar{\Delta}, \quad (5)$$

где $\bar{\Delta}$ вычисляется как среднее арифметическое ряда $\Delta_1, \dots, \Delta_n$, образованного n наблюдавшимися изменениями рассматриваемой характеристики за период заблаговременности прогноза. Оценка погрешности инерционного прогноза определяется формулой:

$$\sigma_{\Delta} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\Delta_i - \bar{\Delta})^2}. \quad (6)$$

Вывод о применимости методики краткосрочного прогнозирования делается на основании отношения S/σ_{Δ} таким же образом, как для долгосрочных прогнозов на основании отношения S/σ [10, 11].

Для среднесрочных прогнозов речного стока с заблаговременностью от 6–7 до 12–15 суток выбор между климатическим и инерционным прогнозом определяется соотношением между показателями σ и σ_{Δ} их погрешности: при условии $\sigma > \sigma_{\Delta}$ в качестве альтернативы используется инерционный прогноз; при условии $\sigma < \sigma_{\Delta}$ в качестве альтернативы используется климатический прогноз [10, 11].

Важно отметить, что высокая эффективность модели по показателю Нэша – Сатклиффа еще не гарантирует хорошей и даже удовлетворительной эффективности использующей эту модель методики прогнозирования по показателям S/σ или S/σ_{Δ} .

Пример 3

В целях прогнозирования ежедневных расходов воды р. Ока у г. Калуга в течение всего года с заблаговременностью 3 суток использована южнокорейская концептуальная модель формирования стока DWAT [18]. Для прогнозирования хода метеорологических элементов в период заблаговременности использована мезомасштабная модель COSMO-Ru07 [12]. Показатель Нэша – Сатклиффа для этой методики прогнозирования довольно высокий ($NSE = 0,86$), однако принятый в отечественной практике гидрологического прогнозирования показатель эффективности этой методики ($S/\sigma_{\Delta} = 0,81$) вынуждает отнести ее к категории неудовлетворительных.

Пример 4

В целях прогнозирования ежедневных расходов воды р. Коса (правый приток Камы) у с. Коса в течение всего года с заблаговременностью 1 сутки использована шведская концептуальная модель формирования стока HBV [13]. Для прогнозирования метеорологических элементов на сутки вперед использована мезомасштабная модель COSMO-Ru07. Показатель Нэша – Сатклиффа для этой методики прогнозирования довольно высокий ($NSE = 0,88$), однако большое значение принятого в отечественной практике гидрологического прогнозирования показателя $S/\sigma_{\Delta} = 0,89$ вынуждает отнести данную методику к категории неудовлетворительных.

Возможна и обратная ситуация, когда использование модели формирования стока с низким значением показателя Нэша – Сатклиффа позволяет получать вполне удовлетворительные прогнозы по показателям S/σ или S/σ_{Δ} .

Пример 5

В целях краткосрочного и среднесрочного прогнозирования ежедневных расходов воды р. Коса у с. Коса в течение всего года с заблаговременностью от 1 до 10 суток использована разработанная в Гидрометцентре России методика, основанная на экстраполяции гидрографа [4]. Для всех указанных значений заблаговременности методика показала удовлетворительную эффективность по сравнению с инерционным прогнозом по показателю S/σ_{Δ} . В частности, при заблаговременности 10 суток этот показатель оказался равным $S/\sigma_{\Delta} = 0,76$. В то же время показатель Нэша – Сатклиффа при такой заблаговременности оказался довольно низким ($NSE = 0,47$). Такое сочетание показателей обусловлено тем, что при столь большой заблаговременности среднеквадратическая погрешность инерционного прогноза $\sigma_{\Delta} = 92,2 \text{ м}^3/\text{с}$ уже близка к среднеквадратическому отклонению прогнозируемой величины $\sigma = 96,0 \text{ м}^3/\text{с}$.

При ежедневном краткосрочном прогнозировании расходов и уровней воды в качестве третьей альтернативы может применяться метод линейной экстраполяции гидрографа, в котором учитываются только известные значения прогнозируемой величины для суток выпуска прогноза $Y(t)$ и для предыдущих суток $Y(t-1)$. Такой прогноз определяется формулой:

$$\tilde{Y}_E(t + \Delta t) = Y(t) + [Y(t) - Y(t-1)]\Delta t. \quad (7)$$

Данный метод может оказаться точнее инерционного прогноза в случаях, когда значительные размеры и малые уклоны водосбора обеспечивают замедление процессов формирования и трансформации речного стока и, как следствие, плавные очертания гидрографа. Его среднеквадратическая погрешность σ_E определяется формулой (2).

Метод не требует предварительной оценки параметров формулы, используемой для получения прогноза, и может применяться в условиях отсутствия достаточно продолжительного ряда наблюдений за расходами и уровнями воды.

Пример 6

Метод линейной экстраполяции гидрографа использован для ежедневного прогнозирования в течение всего года расходов воды трех рек с малыми уклонами и значительными площадями водосборов: р. Дон – ст. Новогригорьевская с площадью водосбора 208 тыс. км² и средним уклоном 0,2 ‰; р. Кама – с. Бондюг с площадью водосбора 46,3 тыс. км² и средним уклоном 0,1 ‰; р. Ока – г. Калуга с площадью водосбора 54,9 тыс. км² и средним уклоном 0,1 ‰. В таблице приведены значения показателя σ_E / σ_Δ при заблаговременности Δt от 1 до 5 суток, рассчитанные по данным гидрологических наблюдений за период с 2010 по 2017 год.

Таблица. Показатели σ_E / σ_Δ эффективности прогнозирования расходов воды методом линейной экстраполяции гидрографа.

Table. Performance indicators for predicting water discharge by linear extrapolation of a hydrograph

Река	$\Delta t = 1$	$\Delta t = 2$	$\Delta t = 3$	$\Delta t = 4$	$\Delta t = 5$
Дон	0,51	0,54	0,62	0,69	0,77
Кама	0,42	0,52	0,65	0,77	0,88
Ока	0,49	0,51	0,43	0,61	0,67

Данные таблицы показывают, что данный альтернативный метод может давать существенно более точные результаты, чем метод инерционного прогноза.

Для рек с небольшими размерами водосбора и значительными уклонами характерно достаточно быстрое, часто пилообразное изменение расходов и уровней воды [2, 6, 8, 21]. В этих условиях метод линейной экстраполяции гидрографа может оказаться хуже метода инерционного прогноза. Таким образом, при оценке эффективности методик краткосрочного и среднесрочного прогнозирования речного стока выбор между инерционным прогнозом и линейной экстраполяцией гидрографа должен исходить из соотношения между показателями σ_{Δ} и σ_E их погрешности: при условии $\sigma_E > \sigma_{\Delta}$ в качестве альтернативы следует использовать инерционный прогноз; при условии $\sigma_E < \sigma_{\Delta}$ в качестве альтернативы следует использовать метод линейной экстраполяции гидрографа.

Усовершенствованный показатель эффективности методики прогнозирования

Обозначим через σ_A среднеквадратическую погрешность альтернативного прогноза. Эта величина равна σ при использовании климатического прогноза, равна σ_{Δ} при использовании инерционного прогноза и равна σ_E при использовании метода линейной экстраполяции гидрографа. Преимущество проверяемой методики перед альтернативным прогнозом должно устанавливаться путем проверки статистической значимости неравенства $S < \sigma_A$. Содержащееся в Наставлении [10] и в Методических указаниях [11] правило такой проверки слишком упрощенно учитывает число проверочных прогнозов. Кроме того, оно совершенно не учитывает возможную корреляцию между сравниваемыми ошибками прогнозов, относящихся к одним и тем же срокам. Эта корреляция может быть статистически значимой. Она обусловлена влиянием процессов, которые не учитываются оцениваемой методикой прогнозирования и альтернативным прогнозом [1].

В целях преодоления указанных недостатков в [1] предложен критерий проверки статистической достоверности неравенства $S < \sigma_A$, с учетом продолжительности ряда проверочных прогнозов n и оценки коэффициента корреляции r между синхронными ошибками прогнозов по проверяемой методике и ошибками альтернативного прогноза. Согласно данному критерию, статистическая достоверность вывода о целесообразности практического применения проверяемой методики возрастает по мере увеличения величин n и r . На основе данного критерия может быть предложен следующий показатель эффективности методики прогнозирования:

$$K = 0,15n \ln \left[1 + \frac{(\sigma_A^2 - S^2)^2}{4\sigma_A^2 S^2 (1 - r^2)} \right]. \quad (8)$$

При достаточно большом числе проверочных прогнозов n величина $K/0,15$ приблизительно подчиняется распределению хи-квадрат с одной степенью свободы [1]. При условии $K = 1$ вероятность ошибочного вывода о статистической достоверности неравенства $S < \sigma_A$ приблизительно равна 1 %. При условии $K = 0,4$ вероятность ошибочного вывода о статистической достоверности неравенства $S < \sigma_A$ приблизительно равна 10 %. На этом основании эффективность методики прогнозирования следует считать хорошей при условии $K \geq 1$, удовлетворительной при условии $0,4 \leq K < 1$ и неудовлетворительной при условии $K < 0,4$.

Определяемый формулой (8) показатель следует использовать при отсутствии статистически достоверной автокорреляции в рядах ошибок сравниваемых прогнозов. Данная ситуация характерна при долгосрочном прогнозировании характеристик речного стока. Для рядов ошибок краткосрочных и среднесрочных прогнозов расходов и уровней воды, ежедневно выпускаемых в течение всего года или достаточно продолжительной фазы водного режима, такая автокорреляция может быть весьма значительной [1, 2]. Во избежание чрезмерного усложнения расчетов в этом случае достаточно учитывать коэффициенты корреляции $r_M(1)$ и $r_A(1)$ между ошибками прогноза за смежные сутки по проверяемой методике и по альтернативному методу. Рекомендуется использовать наибольшее по абсолютной величине значение $r(1)$ этих двух коэффициентов автокорреляции. Его статистическая достоверность устанавливается с помощью критерия Андерсона [1, 5].

При наличии статистически достоверной автокорреляции рядов ошибок прогнозов показатель эффективности методики прогнозирования следует рассчитывать по более сложной формуле, полученной в предположении о нормальном распределении вероятностей ошибок прогноза и соответствия их последовательностей простейшей модели авторегрессии первого порядка:

$$K = 0,15 \left\{ 1 + (n-1) \left[\frac{1-r^2(1)}{1+r^2(1)} \right] \right\} \ln \left[1 + \frac{(\sigma_A^2 - S^2)^2}{4\sigma_A^2 S^2 (1-r^2)} \right]. \quad (9)$$

При отсутствии такой автокорреляции величину $r(1)$ следует принимать равной нулю. В этом случае формула (9) превращается в формулу (8).

Пример 7

Для рассмотренной в примере 3 методики прогнозирования ежедневных расходов воды р. Ока у г. Калуга в течение всего года с заблаговременностью 3 суток с использованием моделей DWAT и COSMO-Ru07 показатель эффективности $S/\sigma_A = 0,81$ оказался неудовлетворительным. Проверка на независимом материале по данным наблюдений за 2013 г.

дала следующие значения погрешности методики и инерционного прогноза: $S = 205 \text{ м}^3/\text{с}$; $\sigma_{\Delta} = 252 \text{ м}^3/\text{с}$. Оценка коэффициента корреляции между синхронными ошибками прогнозов по проверяемой методике и инерционного прогноза равна $r = 0,21$. Коэффициенты автокорреляции рядов ошибок прогноза по проверяемой методике и инерционного прогноза оказались статистически достоверными, практически одинаковыми и равными $r(1) = 0,84$. Рассчитанный по формуле (9) показатель K равен 0,48. Следовательно, использование данного статистически более обоснованного показателя эффективности методики прогноза позволяет признать ее удовлетворительной.

Заключение

Количество применяемых в гидрологических прогнозах физико-математических и концептуальных моделей формирования речного стока постоянно растет. В целях обоснованного выбора одной из многочисленных моделей формирования речного стока для оперативного прогнозирования необходим объективный показатель эффективности данной модели, то есть возможности ее практического применения в конкретном случае.

Широко используемый в мировой практике показатель Нэша – Сатклиффа предназначен для оценки качества модели, однако он не в полной мере учитывает специфику ее последующего использования в качестве методики прогнозирования. Эту специфику учитывают действующие в нашей стране правила, согласно которым методика может считаться достаточно эффективной, а ее применение оправданным, если погрешность получаемых с ее помощью прогнозов явно ниже погрешности альтернативного прогноза. Для долгосрочных прогнозов речного стока в качестве такой альтернативы используется климатический прогноз, для краткосрочных – инерционный прогноз.

Для методик ежедневного краткосрочного прогнозирования расходов и уровней воды в течение всего года или отдельной фазы водного режима в качестве замены инерционному прогнозу рекомендуется более точный метод линейной экстраполяции гидрографа.

В целях повышения статистической обоснованности выводов о применимости методики прогнозирования речного стока предлагается ее усовершенствованный показатель. В нем учтены не только сравниваемые погрешности проверяемой методики и альтернативного прогноза, но также число проверочных прогнозов, корреляция между рядами этих ошибок и автокорреляция каждого из этих рядов.

Примеры из практики прогнозирования речного стока демонстрируют несовпадение выводов, получаемых с помощью показателя Нэша – Сатклиффа, с результатами оценки эффективности методик прогнозирования. Эффективность методики может оказаться неудовлетворительной при высоком значении этого показателя и, наоборот, вполне

удовлетворительной при его низком значении. В связи с этим рекомендуется не ограничиваться показателем Нэша – Сатклиффа и выполнять предусматриваемую в нашей стране нормативными документами процедуру оценки эффективности методики прогнозирования.

Список литературы

1. *Бориц С.В., Христофоров А.В.* Оценка качества прогнозов речного стока // Труды Гидрометцентра России. 2015. Специальный вып. 355. 198 с.
2. *Бориц С.В., Симонов Ю.А., Христофоров А.В.* Система прогнозирования паводков и раннего оповещения о наводнениях на реках Черноморского побережья Кавказа и бассейна Кубани // Труды Гидрометцентра России. 2015. Специальный вып. 356. 247 с.
3. *Бориц С.В., Гельфан А.Н., Морейдо В.М., Мотовилов Ю.Г., Симонов Ю.А.* Долгосрочный ансамблевый прогноз весеннего притока воды в Чебоксарское водохранилище на основе гидрологической модели: результаты проверочных и оперативных испытаний // Труды Гидрометцентра России. 2017. Вып. 366. С. 68-86.
4. *Бориц С.В., Симонов Ю.А., Христофоров А.В., Чупин И.В., Юмина Н.М.* Экстраполяция гидрографов как метод краткосрочного прогнозирования речного стока // Гидрологические исследования и прогнозы. 2018. № 3 (369). С. 74-86.
5. *Бориц С.В., Христофоров А.В., Юмина Н.М.* Статистический анализ в гидрологических прогнозах. М.: Гидрометцентр России, 2018. 160 с.
6. *Виноградов Ю.Б., Виноградова Т.А.* Математическое моделирование в гидрологии. М.: Академия, 2010. 300 с.
7. *Гельфан А.Н.* О проблеме валидации гидрологической модели для диагностических задач // Водные ресурсы: новые вызовы и пути решения: сборник трудов Всероссийской научной конференции. Новочеркасск: Лик, 2017. С. 143-149.
8. *Кучмент Л.С.* Речной сток (генезис, моделирование, предвычисление). М.: Изд-во ИВП РАН, 2008. 394 с.
9. *Мотовилов Ю.Г., Гельфан А.Н.* Модели формирования стока в задачах гидрологии речных бассейнов. М.: Изд-во РАН, 2018. 300 с.
10. *Наставление по службе прогнозов.* Раздел 3. Часть 1. Прогнозы режима вод суши. Л.: Гидрометеиздат, 1962. 193 с.
11. РД 52.27.284-91. Методические указания. Проведение производственных (оперативных) испытаний новых и усовершенствованных методов гидрометеорологических и гелиогеофизических прогнозов. СПб.: Гидрометеиздат, 1991. 150 с.
12. *Ривин Г.С., Розинкина И.А., Вильфанд Р.М., Алферов Д.Ю., Астахова Е.Д., Блинов Б.В., Бундель А.Ю., Казакова Е.В., Курсанов А.А., Никитин М.А., Перов В.Л., Суркова Г.В., Ревокатова А.П., Шатунова М.В., Чумаков М.М.* Система COSMO-Ru негидростатического мезомасштабного краткосрочного прогноза погоды Гидрометцентра России: второй этап реализации и развития // Метеорология и гидрология. 2015. № 6. С. 58-71.
13. *Руководство по гидрологическим прогнозам.* Вып. 2. Краткосрочный прогноз расхода и уровня воды на реках. Л.: Гидрометеиздат, 1989. 245 с.
14. *Bergstrom S.* The HBV-Model – Its Structure and Applications // SMHI Reports RH. 1992. No. 4, Norrköping. 35 p.
15. *Greco M., Cravetta A., Della Morte R.* River flow. London: Taylor and Francis Group, 2004. 1024 p.
16. Guide to Hydrological Practices. Volume II. Management of Water Resources and Application of Hydrological Practices // WMO-No. 168. 2009. 738 p.
17. *Gupta H.V., Kling H., Yilmaz K.K., Martinez G.F.* Decomposition of the mean squared error and NSE performance criteria: Implications for improving hydrological modelling // J. Hydrology. 2009. No. 377. P. 80-91.
18. *Kim S., Jang Ch., Kim H., JO Hs., Kim Hr.* DWAT – User’s Manual V1.0. Han River Flood Control Office, Korea Institute of Civil Engineering and Building Technology (KICT), 2018. 111 p.

19. Lambert A.O. Development and Use of the Management Overview of Flood Forecasting Systems (MOFFS) // WMO/TD-No. 769. Technical Reports in Hydrology and Water Resources No. 55. Geneva: HWR, 1994. 23 p.
20. Management Overview of Flood forecasting Systems (MOFFS): Version 3. Geneva: HWR, 1995. 26 p.
21. Manual on Flood Forecasting and Warning // WMO-No. 1072. Geneva, Switzerland, 2011. 138 p.
22. Moriasi D.N., Arnold J.G., Van Liew M.W., Binger R.L., Harmel R.D., Veith T.L. Model evaluation Guidelines for Systematic Quantification of Accuracy in Watershed Simulations // Transactions of the ASABE. 2007. Vol. 50, no. 3. P. 885-900.
23. Nash J.E., Sutcliffe J.V. River flow forecasting through conceptual models. Part 1 – A discussion of principles // J. Hydrology. 1970. Vol. 10. P. 282-290.
24. Predictability of Weather and Climate. Cambridge University Press, 2006. 635 p.
25. Ritter A., Muñoz-Carpena R. Performance evaluation of hydrological models: Statistical significance for reducing subjectivity in goodness-of-fit assessments // J. Hydrology. 2013. Vol. 480. P. 33-45.
26. Wang Juemou. Methods of Verification of Hydrological Forecasts // WMO/TD-No. 617. Technical report to the Commission for Hydrology No. 44. Geneva, Switzerland: HWR, 1994. 15 p.

References

1. Borsch S.V., Khristoforov A.V. Hydrologic flow forecast verification. *Trudy Gidromettsentra Rossii [Proceedings of the Hydrometcentre of Russia]*, 2015, vol. 355, 198 p. [in Russ.].
2. Borsch S.V., Simonov Y.A., Khristoforov A.V. Flood forecasting and early warning system for rivers of the Black sea shore of Caucasian region and the Kuban river basin. *Trudy Gidromettsentra Rossii [Proceedings of the Hydrometcentre of Russia]*, Special issue, 2015, vol. 356, 247 p. [in Russ.].
3. Borsch S.V., Gelfan A.N., Moreydo V.M., Motovilov Yu.G., Siminov Yu.A. Long-termensemble forecasting of spring inflow into the Cheboksary reservoir based on the hydrological model: results of operational testing. *Trudy Gidromettsentra Rossii [Proceedings of the Hydrometcentre of Russia]*, 2017, vol. 366, pp. 68-86 [in Russ.].
4. Borsch S.V., Simonov Yu.A., Khristoforov A.V., Chupin I.V., Yumina N.M. Extrapolation of hydrographs as a method of short-range runoff forecasting. *Gidrometeorologicheskie issledovaniya i prognozy [Hydrometeorological Research and Forecasting]*, 2018, vol. 369, no. 3, pp. 74-86 [in Russ.].
5. Borsch S.V., Khristoforov A.V., Yumina N.M. Statisticheskii analiz v gidrologicheskikh prognozakh. Moscow, Hydrometcenter of Russia, 2018, 160 p. [in Russ.].
6. Vinogradov Yu.B., Vinogradova T.A. Matematicheskoe modelirovanie v gidrologii. Moscow, Academia, 2010, 297 p. [in Russ.].
7. Gelfan A.N. O probleme validacii gidrologicheskoy modeli dlya diagnosticheskikh zadach // Vodnye resursy: novye vyzovy i puti resheniya: sbornik trudov Vserossiyskoy nauchnoy konferencii. Novocheerkassk, Lik, 2017, pp. 143-149 [in Russ.].
8. Kuchment L.S. Rechnoy stok (genezis, modelirovanie, predvychislenie). Moscow, IVP RAN publ., 2008, 394 p. [in Russ.].
9. Motovilov Yu.G., Gelfan A.N. Modeli formirovaniya stoka v zadachah gidrologii rechnykh basseynov. Moscow, *Russian Academy of Sciences*, 2008, 394 p. [in Russ.].
10. Nastavlenie po sluzhbe prognozov. Razdel 3. Part 1. Prognozy rezhima vod sushi. Leningrad, Gidrometeoizdat publ., 1962, 193 p. [in Russ.].
11. RD 52.27.284-91. Metodicheskie ukazaniya. Provedenie proizvodstvennykh (operativnyh) ispytaniy novykh i usovershenstvovannykh metodov gidrometeorologicheskikh i geliogeofizicheskikh prognozov. 150 p. [in Russ.].
12. Rivin G.S., Rozinkina I.A., Vil'fand R. M., Alferov D. Yu., Astakhova E. D., Blinov D.V., Bundel' A.Yu., Kazakova E. V., Kirsanov A. A., Nikitin M. A., Perov V. L., Surkova G. V., Revokatova A. P., Shatunova M. V., Chumakov M. M. The COSMO-Ru system of nonhydrostatic

mesoscale short-range weather forecasting of the Hydrometcenter of Russia: The second stage of implementation and development. *Russ. Meteorol. Hydrol.*, 2015, vol. 40, no. 6, pp. 400-410. DOI: 10.3103/S1068373915060060.

13. *Rukovodstvo po gidrologicheskim prognozam. Vyp. 2. Kratkosrochnyy prognoz raskhoda i urovnya vody na rekah.* Leningrad, Gidrometeoizdat publ., 1989, 245 p. [in Russ.].

14. *Bergstrom S.* The HBV-Model – Its Structure and Applications. SMHI Reports RH., 1992, No. 4, Norrkoping, 35 p.

15. *Greco M., Cravetta A., Della Morte R.* River flow. London, Taylor and Francis Group, 2004, 1024 p.

16. *Guide to Hydrological Practices. Vol. II. Management of Water Resources and Application of Hydrological Practices. WMO-No. 168.* WMO, Geneva, 2009, 738 p.

17. *Gupta H.V., Kling H., Yilmaz K.K., Martinez G.F.* Decomposition of the mean squared error and NSE performance criteria: Implications for improving hydrological modelling. *J. Hydrology.*, 2009, No. 377, pp. 80-91.

18. *Kim S., Jang Ch., Kim H., JO Hs., Kim Hr.* DWAT – User’s Manual V1.0. Han River Flood Control Office, Korea Institute of Civil Engineering and Building Technology (KICT), 2018, 111 p.

19. *Lambert A.O.* Development and Use of the Management Overview of Flood Forecasting Systems (MOFFS). Technical Reports in Hydrology and Water Resources No. 55. Geneva, HWR, 1994, 23 p.

20. Management Overview of Flood forecasting Systems (MOFFS). Version 3. Geneva, HWR, 1995, 26 p.

21. Manual on Flood Forecasting and Warning. *WMO-No. 1072.* WMO, Geneva, 2011, 138 p.

22. *Moriasi D.N., Arnold J.G., Van Liew M.W., Binger R.L., Harmel R.D., Veith T.L.* Model evaluation Guidelines for Systematic Quantification of Accuracy in Watershed Simulations. Transactions of the ASABE, 2007, vol. 50, no. 3, pp. 885-900.

23. *Nash J.E., Sutcliffe J.V.* River flow forecasting through conceptual models. Part 1 – A discussion of principles. *J. Hydrology.*, 1970, vol. 10, pp. 282-290.

24. Predictability of Weather and Climate. Cambridge University Press, 2006, 635 p.

25. *Ritter A., Muñoz-Carpena R.* Performance evaluation of hydrological models: Statistical significance for reducing subjectivity in goodness-of-fit assessments. *J. Hydrology.*, 2013, vol. 480, pp. 33-45.

26. *Wang Juemou.* Methods of Verification of Hydrological Forecasts. WMO/TD-No. 617. Technical report to the Commission for Hydrology No. 44. Geneva, Switzerland, HWR, 1994, 15 p.

Поступила в редакцию 10.02.2020 г.

Received by the editor 10.02.2020.