

УДК 556.16.072(251)

**МЕТОДИКА ДОЛГОСРОЧНОГО ПРОГНОЗА ПРИТОКА
ВОДЫ В ВЯЧЕСЛАВСКОЕ ВОДОХРАНИЛИЩЕ
В ПЕРИОД ВЕСЕННЕГО ПОЛОВОДЬЯ**

Канд. геогр. наук	В.В. Голубцов
Канд. техн. наук	В.И. Ли
Канд. геогр. наук	В.П. Попова
	С.А. Ерисковский

Приведена методика долгосрочного прогноза притока воды в Вячеславское водохранилище в период весеннего половодья, основанная на совместном использовании дискриминантного и регрессионного анализов, и результаты ее оценки.

Река Ишим берет начало в Карагандинской области из родников в горах Нияз, расположенных на северной окраине Казахского мелкосопочника. До 62-го километра она протекает по Карагандинской области, далее пересекает Акмолинскую и Северо-Казахстанскую области.

Долина реки большей частью имеет хорошо выраженные очертания, ящикообразную форму. Ширина ее достигает 15 км. Там, где к реке близко подходят гряды холмов или течением обнажаются скальные породы, она сужается до 0,5...0,8 км. Склоны долины на таких участках крутые, иногда обрывистые. Правый склон круче левого. Высота его 15...30 м. В местах расширения долины склоны становятся пологими. Дно долины занимает пойма, многократно расширяющаяся и сужающаяся на протяжении реки. В верховьях Ишима она имеет ширину от 0,05 до 0,8 км.

Верхняя граница поймы проходит на высоте 4...8 м над меженным уровнем воды. Ежегодно затапливается только прирусловая пойма высотой примерно до 1,5...2,0 м. На полную ширину поймы весенние разливы происходят в основном в очень многоводные годы. Глубина затопления на ровных участках составляет 0,5...1,0 м. В отдельных местах с неровной поверхностью она приближается к 4,5 м.

В самом верховье река пересыхает, зимой до г. Астаны промерзает. До с. Волгоновка ширина русла – 5...12 м, наибольшая – 50 м. На

участке с. Волгодоновка – г. Астана средняя ширина равна 15...25 м, максимальная – 75 м.

Основная фаза водного режима р. Ишим и ее притоков – весеннее половодье. Его продолжительность на р. Ишим составляет 75...100 суток, наибольшая – 130 суток, наименьшая – около 30 суток. Обычно весеннее половодье начинается в конце первой - начале второй декады апреля и заканчивается во второй – третьей декадах мая. Во время половодья уровень воды на р. Ишим поднимается на 2...3 м. В многоводные годы превышение максимальных весенних уровней над меженными в верховьях Ишима достигает 3 м, ниже г. Астаны – от 5 до 9 м.

В связи с бурным развитием промышленности в г. Целинограде, а теперь столице г. Астане, и сельского хозяйства в Акмолинской области появилась острая необходимость в обеспечении их водой бесперебойно круглый год.

С этой целью было на р. Ишим в 21 км выше г. Астана создано Вячеславское водохранилище, эксплуатация которого начата с 1970 г. Водохранилище многолетнего регулирования. Целевое назначение - водоснабжение г. Астаны и хозяйственно-питьевое водоснабжение Вишневого района Акмолинской области. Общая длина плотины 1120 м, из них 1000 м – глухая камнеабросная плотина, выложенная железобетонными плитами и 120-ти метровый паводковый водосброс с сопрягающимися стенами. Сброс воды осуществляется через 3 щита прямоугольной формы 12x4 м. Водосброс практического профиля работает во время паводка. Санитарный сброс производится через донный водовыпуск с максимальной пропускной способностью 0,8 м³/с при отметке НПГ [6]. В таблице 1 приведены значения основных параметров водохранилища.

Термический режим и атмосферные осадки являются одними из основных факторов, влияющих на формирование влагозапасов и промерзание почвогрунтов. В то же время измерение температуры воздуха производится в ограниченном числе пунктов наблюдений. Кроме того, осадки, измеренные на метеорологических станциях, не соответствуют их истинным значениям. Величина недоучета осадков зависит от их вида и интенсивности, а также от скорости ветра. Это создает дополнительные трудности при моделировании влагозапасов и промерзания почвогрунтов. Такое положение характерно и для территории Северного Казахстана.

Указанные трудности можно преодолеть путем введения поправок в измеренные величины атмосферных осадков и моделирования недостающей информации во всех зонах бассейна.

Таблица 1

Основные параметры Вячеславского водохранилища

Наименование	Величина
Полный объем, млн. м ³	419,4
Площадь зеркала при НПП, км ²	60,9
Отметка НПП, м БС	403,0
Мертвый объем, млн. м ³	41,8
Отметка мертвого объема, м БС	391,0
Средняя глубина водохранилища, м	6,9
Максимальная глубина водохранилища, м	25,0
Полезная отдача, $P = 95$ % млн. м ³	67,0

Исходные материалы по стоку реки Ишим

Приток воды в Вячеславское водохранилище определен по величине суммарного стока р. Ишим у с. Тургеневка ($F = 3240$ км²) и р. Моелды у с. Николаевка ($F = 472$ км²). Ниже сброса из водохранилища находится гидрометрический створ р. Ишим – с. Волгодоновка ($F = 5400$ км²), а еще ниже гидрометрический створ р. Ишим – г. Астана ($F = 7400$ км²), на котором наблюдения за стоком реки начаты в 1933 г. У с. Тургеневка наблюдения за стоком проводятся с 1975 г., а у с. Николаевка – с 1974 г. В данных наблюдений за стоком весеннего половодья встречаются пропуски в подсчете стока за отдельные небольшие периоды, которые были восстановлены путем использования зависимости расходов воды от уровней, а также путем использования линейной интерполяции и экстраполяции. Значительную помощь при определении и восстановлении значений притока воды в водохранилище оказали сведения Ишимского Бассейнового Водохозяйственного Управления (БВУ) об его уровнях, позволяющие оценить изменение объема водоема, а также данные о величине сброса воды из него.

В результате проведенного анализа и выполненных расчетов были определены характеристики изменения объема водохранилища (1970... 2002 гг.), сведения о величине весеннего стока р. Моелды у с. Николаевка и р. Ишим у с. Тургеневка, с. Волгодоновка и г. Астана. Естественный сток за весенний период у с. Волгодоновка и г. Астана определялся как

сумма изменений объема воды в водохранилище и бытового стока в указанных пунктах. Сток р. Ишим у с. Волгодоновка за 1970...1977 гг. был принят по данным БВУ о сбросе воды из водохранилища за период весеннего половодья. В процессе проведения исследований были также определены значения изменения стока р. Ишим на участке с. Волгодоновка – г. Астана. Эти изменения для большинства лет рассматриваемого периода оказались положительными и только в отдельные годы – отрицательными.

**Совместное использование дискриминантного
и регрессионного анализов**

В прогностической практике для установления связей между стоком и его основными факторами используется линейный регрессионный анализ [4, 5, 12, 14 и др.]. В ряде случаев этот метод, позволяющий одновременно учитывать влияние многих факторов, дает удовлетворительные результаты.

Согласно методу линейной множественной регрессии, связь между предиктантом x_0 и совокупностью факторов (вектор-предиктор $\{X_j\}$ $j = 1 \div k$) можно записать в виде следующего уравнения:

$$\tilde{x}_0 = \bar{x}_0 + a_{01}(x_1 - \bar{x}_1) + a_{02}(x_2 - \bar{x}_2) + \dots + a_{0k}(x_k - \bar{x}_k), \quad (1)$$

где $a_{01}, a_{02}, \dots, a_{0k}$ - коэффициенты регрессии;

x_1, x_2, \dots, x_k - значения предикторов;

$\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_k$ - средние значения предикторов;

\bar{x}_0 - среднее значение предиктанта.

Уравнение (1) можно записать в нормированном виде:

$$\tilde{t}_0 = \alpha_{01}t_1 + \alpha_{02}t_2 + \dots + \alpha_{0k}t_k, \quad (2)$$

где $t_j = \frac{x_j - \bar{x}_j}{\sigma_j},$

$$\tilde{t}_0 = \frac{\tilde{x}_0 - \bar{x}_0}{\sigma_0},$$

$$\alpha_{0j} = a_{0j} \frac{\sigma_{0j}}{\sigma_0}.$$

Значение среднеквадратического отклонения σ_i вычисляется по формуле:

$$\sigma_j = \sqrt{\sum_{i=1}^N \frac{(x_{ij} - \bar{x}_j)^2}{N-1}}, \quad (3)$$

где N - число членов ряда.

Стандартное отклонение σ_0 наблюдаемых значений x_{0i} определяется по аналогичной формуле.

Важной характеристикой полноты соответствия вычисленных значений \tilde{x}_{0i} наблюдаемым x_{0i} является коэффициент множественной корреляции R_0 . Его величина численно равна парному коэффициенту корреляции $r_{x_0\tilde{x}_0}$ между \tilde{x}_{0i} и x_{0i} и может быть получена [12] по формуле:

$$R_0 = r_{x_0\tilde{x}_0} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \left(\frac{x_{0i} - \bar{x}_0}{\sigma_0} \right) \left(\frac{\tilde{x}_{0i} - \bar{x}_0}{\sigma_j} \right), \quad (4)$$

где σ_j - стандартное отклонение для \tilde{x}_{0i} .

Кроме того, для R_0^2 существует выражение:

$$\begin{aligned} R_0^2 &= r_{01}\alpha_{01} + r_{02}\alpha_{02} + \dots + r_{0k}\alpha_{0k} = \\ &= r_{01}\alpha_{01} \frac{\sigma_1}{\sigma_0} + r_{02}\alpha_{02} \frac{\sigma_2}{\sigma_0} + \dots + r_{0k}\alpha_{0k} \frac{\sigma_k}{\sigma_0}, \end{aligned} \quad (5)$$

слагаемые, которого характеризуют детерминированный вклад каждого аргумента в уравнении (1). Доли вкладов аргументов определяются по формуле:

$$\delta_j = \frac{|r_{0j}\alpha_{0j}|}{|r_{01}\alpha_{01}| + |r_{02}\alpha_{02}| + |r_{0k}\alpha_{0k}|}. \quad (6)$$

При этом, если все r_{0j} положительны, то:

$$\delta_j = \frac{r_{0j}\alpha_{0j}}{R_0^2} = \frac{r_{0j}\alpha_{0j} \frac{\sigma_j}{\sigma_0}}{R_0^2}. \quad (7)$$

Во многих случаях для составления уравнения множественной регрессии нецелесообразно использовать весь набор предикторов из-за значительной скоррелированности между ними. Поэтому возникает необходимость отбора наиболее информативных предикторов. Для этого существуют различные методы [1, 2, 8]. Наиболее распространенным из

них является способ, предложенный Н.А.Багровым [2]. Сущность способа заключается в следующем.

Из набора данных составляется матрица $Z \times N$, где Z - столбец-предиктант с N значениями. Для всех предикторов и предиктанта вычисляются средние $\bar{x}_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{ij}$ ($j = 1, 2, \dots, k, z$), значения отклонений от средних $\Delta x_{ij} = x_{ij} - \bar{x}_j$ и среднеквадратичные отклонения σ_j . Далее вычисляются коэффициенты парной корреляции r_{zj} ($j = 1, 2, \dots, k$) между предикторами и предиктантом. Из них выбирается максимальный по модулю коэффициент, а по нему предиктор ($j = T$). Затем находятся коэффициенты r_{jT} между выбранным и остальными предикторами, производится ортогонализация системы значений предикторов по отношению к выбранному на шаге l предиктору T :

$$\Delta x_{ij}^{(l+1)} = \Delta x_{ij}^{(l)} - r_{jT}^{(l)} \Delta x_{iT}^{(l)} \frac{\sigma_j^{(l)}}{\sigma_T^{(l)}}, j = 1, 2, \dots, T.k. \quad (8)$$

На следующем шаге $l + 1$ определяются статистические характеристики $(\bar{x}, \Delta x_{ij}, \sigma_j$ и $r_{zT}^{(l+1)})$ для преобразованных (биортогональных) значений предикторов. Далее снова выбирается максимальный по модулю $r_{zT}^{(l+1)}$ и производится ортогонализация системы.

Все перечисленные операции повторяются до тех пор, пока разность дисперсий предиктанта на шаге l и $l - 1$ не уменьшится до некоторого заданного значения. В результате выполнения операций из K исходных предикторов отбирается l предикторов, содержащих достаточно полную информацию о предиктанте. Для них вычисляются доли детерминированного вклада δ_j по формуле (6) или (7) и параметры эффективности (E) по формуле:

$$E = 2 \frac{\sigma_R^{(i)}}{R^{(i)}}, \quad (9)$$

где

$$1 - R^{(i)^2},$$

$$\sigma_R^{(i)} = \frac{1 - R^{(i)^2}}{\sqrt{N - l}}.$$

Затем доли вклада σ_j сравниваются с параметрами эффективности. Если $\sigma_j \geq E_l$, то предиктор считается эффективным.

Для правильной интерпретации влияния отдельных факторов на величину стока, повышения устойчивости уравнения и обеспечения 1 % -ного уровня значимости множественного коэффициента корреляции [3] в данной работе при статистической обработке наблюдений (27-28-летние ряды) принималось не более двух-трех предикторов.

Устойчивость полученных прогностических уравнений проверялась на независимом материале. Для этого использовалась часть выборки, которая не привлекалась для определения параметров уравнений (независимая выборка). Уравнение считалось устойчивым, если при переходе от зависимой выборки к независимой показатели качества регрессии снижаются незначительно.

Использование регрессионного анализа предполагает статистическую однородность исследуемой совокупности. Однако, при разработке методов прогноза водности рек возникают трудности, связанные с пороговым характером реакции речного бассейна на некоторые входные воздействия (влагонасыщенность бассейна, увлажнение и промерзание почвогрунтов и т. д.). В таких случаях при плавном изменении обуславливающих факторов наблюдаются резкие, скачкообразные колебания речного стока. Они могут происходить, например, в зависимости от состояния промерзания почвы перед началом снеготаяния. В этой ситуации вместо регрессионных моделей при разработке методов прогноза водности рек целесообразно применять схему дискретно-непрерывного статистического моделирования, основанную на совместном использовании дискриминантного и регрессионного анализов [7, 15].

Использованный в данной работе алгоритм реализует построение линейной дискриминантной функции (ЛДФ) для предикторов, имеющих нормальное распределение. Построение производится при условиях равенства ковариационных матриц и неравенства математических ожиданий внутри различных классов предиктанта. Суть задачи состоит в следующем.

Пусть имеется исходная выборка, разделенная на два класса объектов (предиктантов) Q_1 и Q_2 . Каждой из этих совокупностей соответствует вектор измеренных признаков или вектор-предиктор

$\{x_j\} (j = 1, 2, \dots, k)$ с заранее определенной принадлежностью к тому или иному классу. Тогда задача состоит в том, чтобы на основании алгоритма принять решение о принадлежности вектора-предиктора к одному из выделенных классов. Эта задача решается путем использования линейной дискриминантной функции.

Для оценки ЛДФ с порогом, равным нулю, обычно применяется алгоритм следующего вида:

$$D(x) = x^1 \Sigma^{-1} (M_1 - M_2) - \left[0,5(M_1 + M_2)^1 \Sigma^{-1} (M_1 - M_2) + \ln \frac{P_2 C_2}{P_1 C_1} \right], \quad (10)$$

где x^1 - транспонированный вектор-предиктор;

Σ^{-1} - матрица, обратная ковариационной;

M_1 и M_2 - векторы-столбцы математических ожиданий вектора-предиктора x соответственно в первом и втором классах;

P_1 и P_2 - априорные вероятности для тех же классов;

C_1 и C_2 - цена ошибочной классификации соответственно первого и второго ряда (вектор-предиктор, принадлежащий к первому классу, отнесен ко второму и наоборот).

Если предположить, что изучаемый объект может равновероятно относиться как к первой, так и ко второй совокупности, а цены ошибочных решений равны, то решающее правило будет иметь следующий вид:

$$Q_1 : x^1 \Sigma^{-1} (M_1 - M_2) \geq 0,5(M_1 + M_2)^1 \Sigma^{-1} (M_1 - M_2), \quad (11)$$

$$Q_2 : x^1 \Sigma^{-1} (M_1 - M_2) < 0,5(M_1 + M_2)^1 \Sigma^{-1} (M_1 - M_2). \quad (12)$$

Для предварительной оценки делимости на классы можно использовать график зависимости рассматриваемого элемента Q от обуславливающего фактора x или от значения элемента Q_p , рассчитанного по 2-3 основным факторам с помощью уравнения регрессии. При этом, если точки расположены вблизи линии равных значений, то отклонения величин стока от равнообеспеченных значений имеют нормальное распределение. При расположении их вблизи границ полосы рассеивания распределение - двухмодульное. Последнее и соответствует случаю неоднородности отклонений. Если такая однородность имеет место, то на графике

$Q = f(Q_p)$ или $Q = f(x)$ проводится линия равнообеспеченных значений Q и Q_p (или x). Точки, находящиеся выше этой линии, можно отнести к первому классу, а точки, расположенные ниже - ко второму. Иногда с помощью дискриминантной функции путем установления ее порогового значения представляется возможность выделить еще один - два небольших класса, для которых характерны чаще всего экстремальные условия, обуславливающие величину элемента Q . После выделения классов для каждого из них определяется уравнение регрессии и производится оценка эффективности методики.

Таким образом, использование дискриминантного анализа в случаях, когда эффективность разделения исходной совокупности на классы с помощью ЛДФ не ниже 80 %, создает необходимые условия для адекватного применения регрессионного анализа и способствует повышению устойчивости всей расчетной прогностической схемы.

Построение прогностических зависимостей при разработке способа долгосрочного прогноза притока воды в Вячеславское водохранилище осуществлялось с помощью методов "просеивания" [11], пошаговой множественной регрессии [9], а также совместного использования дискриминантного и регрессионного анализов [13].

Методика долгосрочного прогноза притока воды в Вячеславское водохранилище в период весеннего половодья

Разработанная методика представляет собой регрессионные схемы, состоящие из 2 прогностических уравнений. Эти уравнения позволяют прогнозировать приток воды в Вячеславское водохранилище на весенний период.

Прогностические уравнения содержат 2 и 3 наиболее информативных предиктора, отобранных методом "просеивания". Оба уравнения являются устойчивыми. Коэффициенты множественной корреляции между прогнозируемыми и наблюдаемыми величинами стока соответствуют 5 % - ному уровню значимости.

Первое уравнение для прогнозирования притока (V_1) в качестве предикторов включают моделированные значения снеготазов и влаготазов в почвогрунтах:

$$V_1 = 1018H_{_02} + 2,82W_{20_{_11}} - 142, \quad (13)$$

где H_{02} - значение общего запаса воды в снеге на 20 февраля, км³; $W_{20_{11}}$ - значение влагозапасов в слое 0...20 см на конец ноября предшествующего года, мм.

Второе уравнение для прогнозирования притока (V_2) в качестве предикторов включает помимо перечисленных еще и моделированные значения промерзания почвогрунтов на 20 февраля.

$$V_2 = 1084H_{02} + 2,61W_{20_{11}} + 69,7L_{02} - 200, \quad (14)$$

где L_{02} - значение глубины промерзания на 20 февраля, м

Отобранные предикторы для прогностических уравнений не являются случайными. Они согласуются с общепринятыми представлениями о роли различных факторов в формировании стока равнинных рек.

Необходимо отметить, что в разработке методики использовался ряд длиной в 60 лет (1942...2001 гг.). При этом 6 лет (1942, 1943, 1948, 1949, 1972, 1993 гг.) были исключены. На рис. 1 и 2 видно, что эти годы «отскакивают» от общей зависимости, что связано с другими условиями формирования стока. В эти годы при небольших снегозапасах, но высоком осеннем увлажнении и значительном промерзании почвогрунтов в условиях дружной весны создались аномальные условия для высокого половодья, которое прошло в течение короткого промежутка времени. При этом почвогрунты не успели оттаять, и практически вся талая вода без потерь попала в речную сеть.

Оценка полученных прогностических уравнений показала, что они удовлетворяют требованиям «Наставления по службе прогнозов», предъявляемым к методикам гидрологических прогнозов [10]. По независимым (экзаменационным) выборкам (2002...2004 гг.) обеспеченность прогнозов составила 100 %.

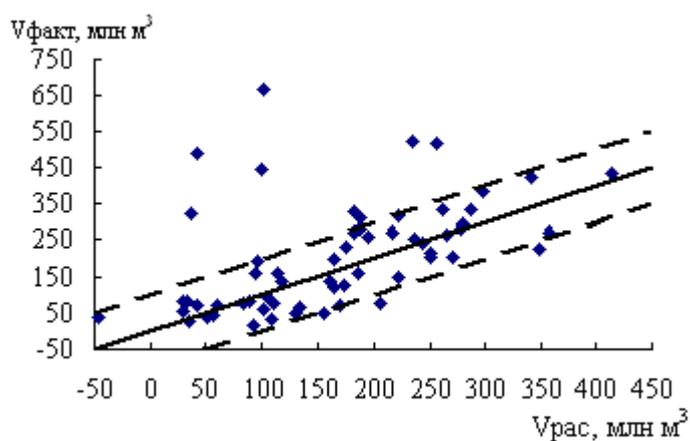


Рис. 1. График связи фактических и рассчитанных значений стока за период весеннего половодья р. Ишим – г. Астана (1942... 2001 гг.) (уравнение 13).

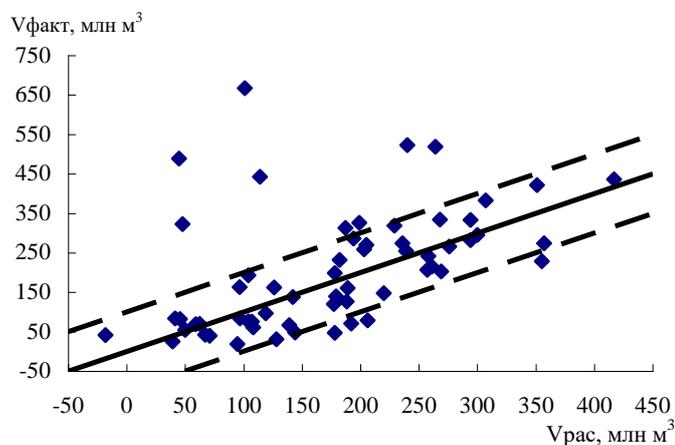


Рис. 2. График связи фактических и рассчитанных значений стока за период весеннего половодья р. Ишим – г. Астана (1942...2001 гг.) (уравнение 14).

Следует отметить, что для оперативной работы рекомендуется уравнение (13), так как при практически одинаковой обеспеченности прогнозов с уравнением (14), уравнение (13) имеет меньшее количество предикторов, а следовательно, обладает большей устойчивостью.

Моделирование предикторов производится на основе среднесуточных температур воздуха и суточных сумм осадков, измеренных на метео-

рологических станциях Астана, Аршалы (Вишневка), Жалтыр, и Акколь (Алексеевка). Выпуск прогноза предусматривается 21-го февраля.

Для составления прогнозов притока воды в Вячеславское водохранилище по методике разработано программное средство, позволяющее использовать персональный компьютер.

В ряду весеннего стока р. Ишим у г. Астана (1942 – 2001 гг.), используемого для разработки метода прогноза притока воды в Вячеславское водохранилище, встречается несколько лет с аномальными условиями формирования водности. Это - 1942, 1943, 1948, 1949, 1993 и отчасти 1972 гг. Зависимость объема весеннего стока от предвесенних снегозапасов, приведенная на рис. 3, показывает, что весенний сток в эти годы был значительно выше нормы, несмотря на то, что предвесенние снегозапасы в большинстве указанных лет (1942, 1943, 1948, 1949) были значительно ниже нормы.

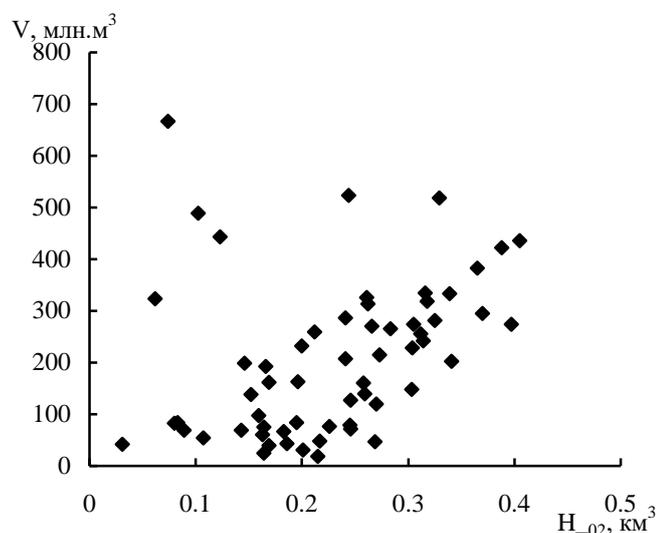


Рис. 3.- Зависимость весеннего стока р. Ишим у г. Астаны (V) от снегозапасов на конец февраля (1942 – 2001 гг.).

Проведенный анализ показал, что очень значительное влияние на формирование стока этих лет оказали условия весеннего снеготаяния, характеризующиеся устойчивым повышением температуры воздуха (дружная весна), выпадением довольно значительных жидких атмосферных осадков с достаточно большой интенсивностью, высоким осенним увлажнением и значительным промерзанием почвогрунтов. К сожалению, первые два условия (температурный режим и осадки) не могут быть предска-

заны с большой заблаговременностью. Поэтому в отмеченных условиях формирования стока нет объективных оснований для осуществления долгосрочного прогнозирования весеннего стока. Годы, в которые значительное влияние на величину стока оказывают условия периода снеготаяния (температура и жидкие осадки), встречаются достаточно редко - в 10 % случаев (1 раз в 10 лет). Ежегодно ожидать появления таких условий достаточно сложно. Для данного объекта (р. Ишим) можно только оценить значение предшествующих факторов, при которых наиболее возможны рассмотренные условия формирования стока.

На графике связи (рис. 4) предвесенних запасов влаги в почве и глубины ее промерзания проведена линия, отделяющая группу из восьми лет, четыре из которых (1942, 1943, 1948 и 1993 гг.) относятся к годам с особенно дружным снеготаянием в весенний период за счет устойчивого повышения температуры воздуха и выпадения значительных жидких осадков и катастрофическим стоком весеннего половодья. Дискриминантная функция, характеризующая указанную разделительную линию, имеет вид:

$$D = 0,5W_{20_11} + L_{02} - 30,5. \quad (15)$$

При $D > 0$ с вероятностью 50 % существует возможность формирования катастрофического стока. При обслуживании потребителей в годы с $D > 0$ необходимо быть особенно внимательными и предупреждать их о возможности формирования (с вероятностью 50 %) стока весеннего половодья V , величина которого может быть определена по уравнениям:

$$V_1 = 1018H_{_02} + 2,82W_{20_11} + 208, \quad (16)$$

$$V_2 = 1084H_{_02} + 2,61W_{20_11} + 69,7L_{02} + 150. \quad (17)$$

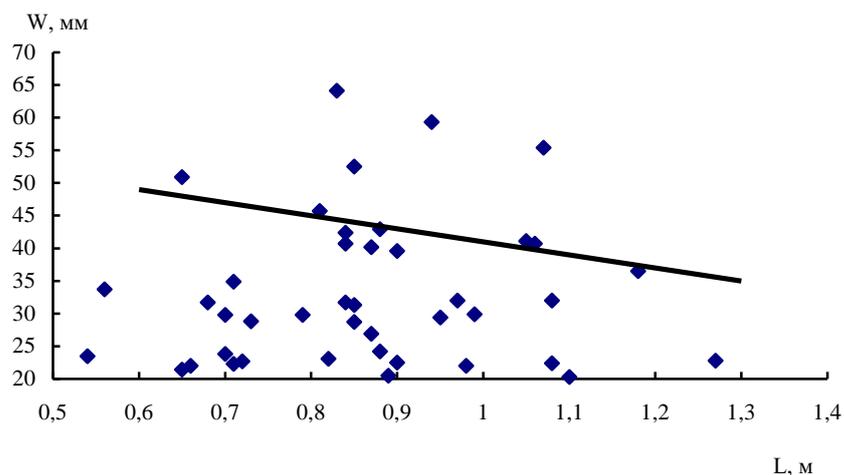


Рис.4. График связи осенних запасов влаги в почве $W, \text{мм}$ и глубины ее промерзания $L, \text{м}$ в бассейне р. Ишим за 1942 -2001 гг.

При использовании краткосрочных и среднесрочных (на 3...5 суток) прогнозов температуры воздуха и атмосферных осадков по метеорологическим станциям Астана, Аршалы, Акколь и Жалтыр и сопоставлении их результатов с метеорологическими условиями снеготаяния в 1942, 1943, 1948, 1949 и 1993 гг., показанных в качестве примера на рис. 5 и 6, вероятность такого предупреждения может быть повышена примерно до 80 %. Это позволит потребителю своевременно начать или произвести дополнительное опорожнение водохранилища для приема повышенных значений стока весеннего половодья.

Необходимо отметить, что выпуск прогноза осуществляется в любой день после 20 февраля по мере готовности необходимых исходных данных (среднесуточная температура воздуха и суточные суммы осадков по опорным метеостанциям с даты последнего выпуска прогноза и до 20 февраля текущего года).

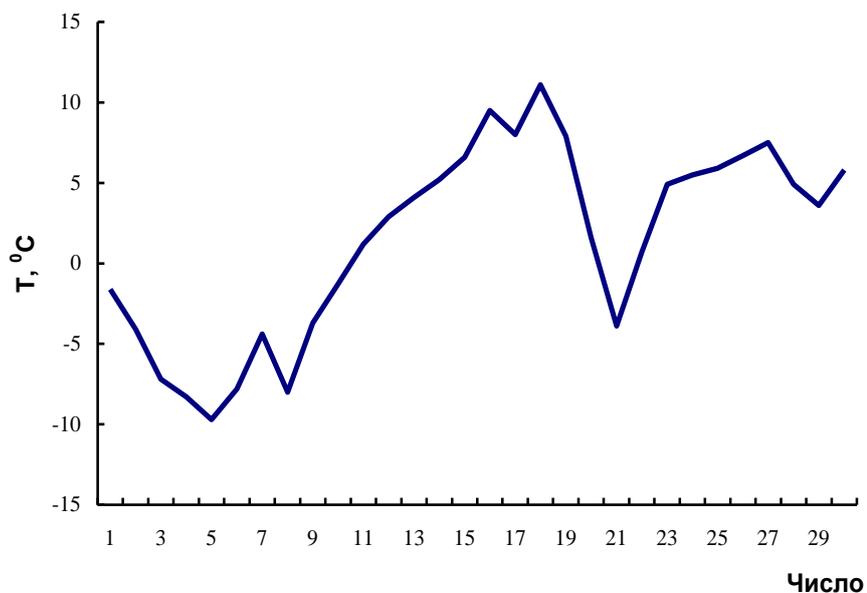


Рис. 5. График хода среднесуточной температуры воздуха в апреле 1993 г. по метеостанции Астана.

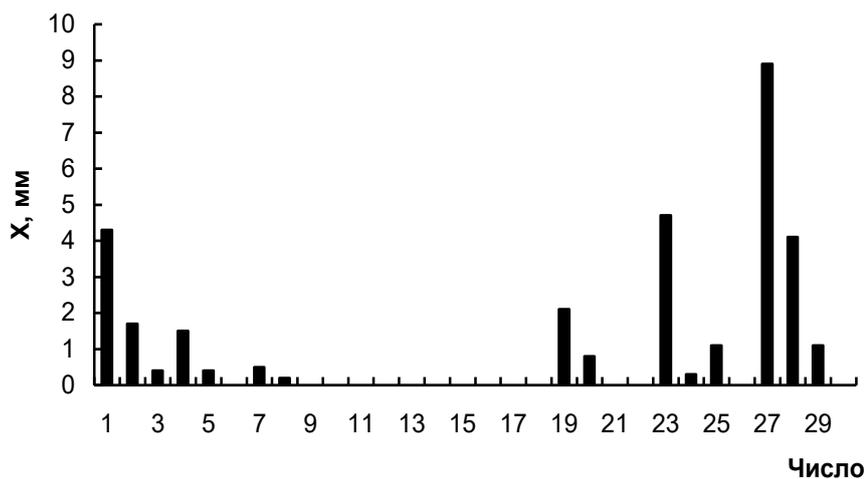


Рис. 6. График хода суточных сумм осадков в апреле 1993 г. по метеостанции Астана.

Результаты проверки методики на зависимом (обучающая выборка 1942...2001 гг.) и независимом материале (экзаменационная выборка 2002...2004 гг.) показали хорошие результаты, обеспеченность прогнозов

составила соответственно 80...82 % и 100 %. Все это дает основание считать, что методика может с успехом использоваться при решении задачи долгосрочного прогнозирования притока воды в Вячеславское водохранилище за весенний период.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Алексеев Г.А. Объективные методы выравнивания и нормализации корреляционных связей.- Л.: Гидрометеиздат, 1971.- 364 с.
2. Багров Н.А. Преобразование и отбор предсказателей в корреляционном анализе// Труды ГМЦ СССР.- 1970.- Вып. 64.- С. 3-23.
3. Бефани Н.Ф., Калинин Г.П. Упражнения и методические разработки по гидрологическим прогнозам.- Л.: Гидрометеиздат, 1983.-389 с.
4. Боровикова Л.Н., Гриневич А.Г., Овчинникова А.М. и др. Статистические методы прогнозов горных рек // Труды САРНИГМИ.- 1977.- Вып. 51 (132).- 86 с.
5. Боровикова Л.Н., Денисов Ю.М., Шенцис И.Д. Некоторые вопросы статистических методов прогноза стока горных рек // Труды САРНИГМИ.- 1975.- Вып. 26 (105).- С. 3-20.
6. Временные рекомендации по составлению месячных водных балансов Вячеславского водохранилища. – АГМО.- Алма-Ата, 1975.– 30 с.
7. Голубцов В.В., Строева Т.П. О совместном использовании дискриминантного и регрессионного анализов при разработке методов прогноза водности рек // Селевые потоки.- М.: Гидрометеиздат, 1985.- № 9.- С. 96-104.
8. Груза Г.В., Казначеева В.Д. Статистическая структура барического поля Северного полушария // Труды САНИГМИ.- 1968.- Вып. 38 (53). - 134 с.
9. Насонов А.П. Пошаговая множественная регрессия // Алгоритмы и программы (Сводный аннотированный указатель по материалам ОФАП Госкомгидромета за 1971-1982 гг.).- Обнинск, 1985.- С.51
10. Наставление по службе прогнозов.- Раздел 3. Служба гидрологических прогнозов.-Ч.1. Прогнозы режима вод суши.- Л.: Гидрометеиздат, 1962.-193 с.
11. Никольская Н.А. Фортран-программа просеивания и отбора эффективных предсказателей в корреляционном анализе// Алгоритмы и программы (Сводный аннотированный указатель по материалам ОФАП Госкомгидромета за 1971-1982 гг.).- Обнинск, 1985.- С.51.
12. Рождественский А.В., Чеботарев А.И. Статистические методы в гид-

- рологии.- Л.: Гидрометеиздат, 1974.- 424 с.
13. Сборник научных программ на ФОРТРАНЕ.- Вып.1. Статистика.- М, 1974.- 316 с.
 14. Статистические методы прогноза стока горных рек. /Под редакцией Ю.М. Денисова //Труды САНИГМИ.- 1977.- 364 с.
 15. Тер-Мкрчан М.Г. О применении дискриминантного анализа для улучшения статистических прогнозов по методу множественной регрессии// Труды ГМЦ СССР.- 1970.- Вып. 64.- С. 130-139.

Научно-производственный Гидрометцентр РГП «Казгидромет»

**КӨКТЕМГІ СУ ТАСҚЫН КЕЗІНДЕГІ ВЯЧЕСЛАВ
БӨГЕНІНЕ СУДЫҢ КЕЛУІН ҰЗАҚ МЕРЗІМІНІҢ
БОЛЖАУДЫҢ ӘДІСТЕМЕСІ**

Геогр. ғылым. канд.	В.В. Голубцов
Техн. ғылым. канд.	В.И. Ли
Геогр. ғылым. канд.	В.П. Попова
	С.А. Ерисковский

Көктемгі су тасқыны кезіндегі Вячеслав бөгеніне судың келуін ұзақ мерзімге болжау үшін дискриминантты және регрессианды бірге пайдалануды талдау және оны бағалау нәтижелері үшін осы әдіс келтірілген.