

Лукиа В.В.

## ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННЫЕ ИЗМЕНЕНИЯ ГОДОВЫХ РАСХОДОВ ВОДЫ РЕК БАССЕЙНА ПРИПЯТИ

### Введение

Изменения глобального климата в ближайшее десятилетие проявятся в совокупности региональных его изменений различных временных и пространственных масштабов. Водный режим рек, являясь чувствительным индикатором изменений большинства климатических факторов, также может претерпеть определенные трансформации. Выявление этих трансформаций невозможно без детального анализа структур рядов речного стока.

Река Припять является главной водной артерией Полесской низменности и протекает по Украине и Беларуси. Длина р. Припять 761 км, из которых 500 км приходится на территорию Беларуси, при этом площади водосбора соответственно равны 121 и 52,7 тыс. км<sup>2</sup>. Общее падение реки 69,5 м, средний уклон водной поверхности 0,09 ‰, коэффициент извилистости – 1,25. Общее направление течения реки широтное: с запада на восток. Речная сеть развита относительно слабо (густота естественной речной сети 0,20 км/км<sup>2</sup>) [2].

Большинство рек бассейна Припяти в связи с равнинным характером рельефа имеют незначительные уклоны. Такие реки, как Птичь, Лань, Морочь, Ствига, Горынь, в верховьях имеют уклоны от 2 до 5 ‰. Наименьшими уклонами (около 0,15 ‰) характеризуются рр. Ясельда и Пина. В пределах заболоченной низменности скорость водотоков в межень обычно не превышает 0,10-0,15 м/с, реке составляет 0,3-0,5 м/с. Относительная водность Припяти примерно одинаковая по длине реки, несколько увеличиваясь к устью.

### Материалы, методики исследований и обсуждение результатов

Для анализа изменений водного режима р. Припять у г. Мозырь использован временной ряд за период 124 года (1877 – 2000 гг). Для остальных рек бассейна Припяти использовался период 1945-2000 гг. Восстановление недостающих данных наблюдений осуществлялось методом множественной корреляции с использованием рек-аналогов.

Важной характеристикой, необходимой для водохозяйственных расчетов и разработки планов управления водными ресурсами, является чередование группировок маловодных и многоводных лет. Продолжительность этих периодов на реке Припять неодинакова, и сама смена циклов, на первый взгляд, носит скорее случайный характер.

Наглядное представление о цикличности колебаний стока можно получить из разностных интегральных кривых (рис. 1). Как видно на рис. 1, существенная асинхронность рек в 1950-1960-е годы сменяется синхронностью в колебаниях водного режима с середины 1970-х годов. Массовое осушение болот и заболоченных территорий, начатое в середине 1960-х годов, привело к увеличению густоты речной сети. Это, в свою очередь, выравнивает условия формирования стока и приводит к синхронным его колебаниям.

Анализ рис. 1 указывает на отличие в условиях формирования стока рр. Горынь и Неслуха от остальных рек бассейна Припяти. Это вызвано тем, что р. Горынь берет начало на Вольно-Подольской возвышенности (Украина), а р. Неслуха отличается большой зарегулированностью стока в системе Днепроовско-Бугского канала.

Лукиа Владимир Валентинович, к.т.н., доцент кафедры оснований, фундаментов, инженерной геологии и геодезии Брестского государственного технического университета.  
Беларусь, БрГТУ, 224017, г. Брест, ул. Московская, 267.

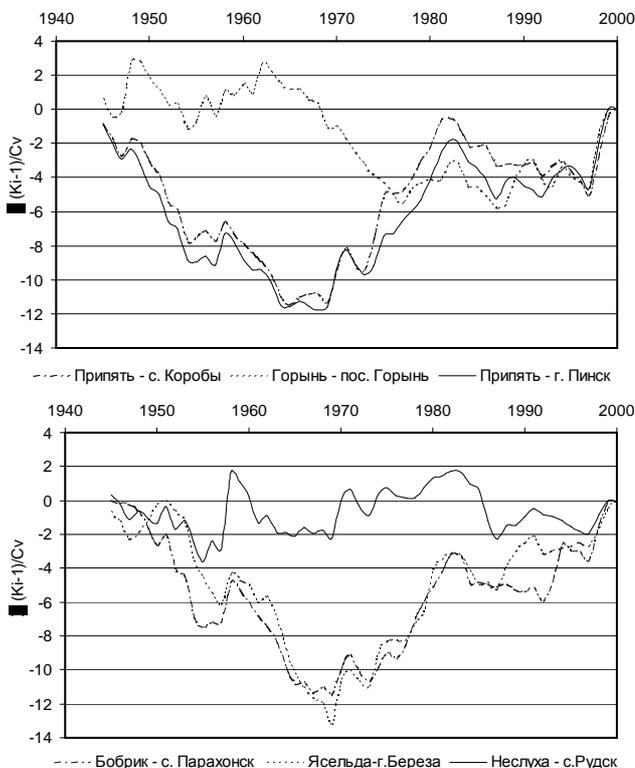


Рис. 1. Разностные интегральные кривые годового стока Припяти и ее притоков

Для выделения фактора антропогенности построены разностные интегральные кривые годового стока р. Припять – г. Мозырь, суммарных годовых атмосферных осадков и температур воздуха по метеостанции Василевичи (рис. 2).

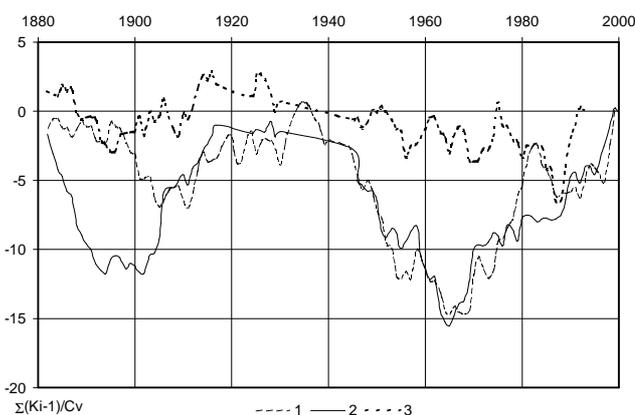


Рис. 2. Разностные интегральные кривые: 1 – годового стока р. Припять – г. Мозырь; 2 – суммарных годовых атмосферных осадков и 3 – температуры воздуха по метеостанции Василевичи

Как видно на рис. 2, определяющим фактором в формировании речного стока являются атмосферные осадки. Асинхронность стока р. Припять и других рек Беларуси определяется разными условиями формирования стока (морфометрическими характеристиками и гидрогеологическими условиями). Сток Припяти формируется в основном за счет правобережных притоков, которые располагаются значительно южнее остальных рек Беларуси. Циклы в колебаниях стока определяются в основном ходом атмосферных осадков и в значительно меньшей степени температурным режимом.

Рассмотрим внутригодовые связи в процессах формирования среднего годового стока р. Припять. Наличие достаточно существенных случайных колебаний годового стока затрудняет выявление закономерностей их временного хода, выражающихся в форме длиннопериодических циклов изменения годового стока. Для выявления таких циклов нами использовался ряд приемов. Первым был применен способ сглаживания или фильтрации с использованием скользящей средней арифметической по формуле

$$\bar{Q}_i = \frac{1}{T} \cdot \sum_{k=-\frac{T-1}{2}}^{\frac{T-1}{2}} Q_{i+k}, \quad (1)$$

где  $\bar{Q}_i$  – сглаженные колебания годового стока;  $Q_i$  – годовые сток ( $i=1, 2, 3, \dots, n$ );  $n$  – число членов ряда;  $T$  – интервал осреднения.

На рис. 3 представлены хронологические функции скользящих средних годовых расходов воды р. Припять – г. Мозырь.

Как видно на рис. 3, чем больше период сглаживания, тем больше уменьшается амплитуда высокочастотных колебаний и, следовательно, более четко представляются колебания низких частот. Кроме того, обращает на себя внимание увеличение амплитуды колебаний в последние годы. Это, по-видимому, связано как с антропогенной нагрузкой на речной сток, так и с процессами, вызывающими изменение климата.

В то же время при сглаживании по выражению (2) происходит сдвиг фаз осредненных колебаний  $\bar{Q}_i$  по сравнению с исходными рядами  $Q_i$ . Причем этот сдвиг фазовых колебаний зависит как от периода сглаживания  $T$ , так и от частотного спектра исходного ряда [5].

Поэтому для исключения или уменьшения фаз осредненных величин годового стока по сравнению с данными, полу-

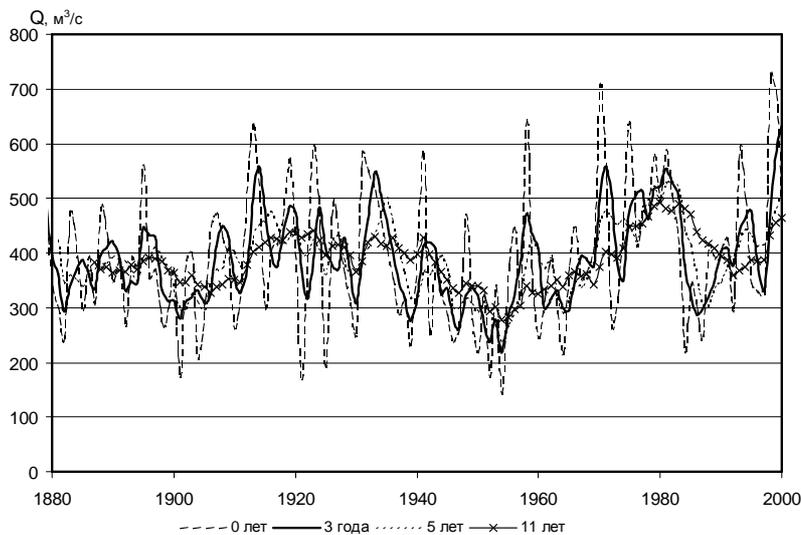


Рис. 3. Хронологические функции скользящих средних годовых расходов воды р. Припять – г. Мозырь

ченными в результате наблюдения, использовался способ последовательного парного осреднения членов ряда, при котором весовые коэффициенты симметрично убывают от центрального члена осреднения и представляют собой биномиальные коэффициенты [5]. Рассматриваемая фильтрация выражается формулой

$$\bar{Q}_i = \sum_{k=-\frac{T-1}{2}}^{\frac{T-1}{2}} C_k \cdot Q_{i+k}, \quad (2)$$

где  $C_k = \frac{T!}{2^T k!(T-k)!}$  – весовые коэффициенты;  $\bar{Q}_i$  –

сглаженные колебания годового стока;  $Q_i$  – годовые сток ( $i=1, 2, 3, \dots, n$ );  $n$  – число членов ряда;  $T$  – интервал осреднения.

При сглаживании рядов годового стока используется такая степень осреднения  $k$ , при которой отклонения от сглаженных величин  $\alpha_i = \bar{Q}_i - Q_i$  представляют собой некоррелированные во времени колебания [5]. Это условие контролируется уравнением

$$\gamma = \frac{n \cdot \sum_{i=1}^n (Q_{i+1} - Q_i)^2}{2 \cdot (n-1) \cdot \sum_{i=1}^n \alpha_i^2} = 1, \quad (3)$$

где  $\gamma = 1 - r_{i,i+1}$ .

Условие (3) влечет за собой отсутствие корреляции между смежными членами ряда. Величину  $\bar{Q}_i$  принято называть динамической средней.

Отклонения годового стока от динамической средней  $\alpha_i$  – это случайные, некоррелированные колебания, распределенные, как правило, по нормальному закону и линейные какой-либо закономерности во времени. Полное отсутствие корреляции в поле корреляции в колебаниях  $\alpha_i$  следует из методики отмеченного расчленения.

Расчетные значения коэффициентов асимметрии рядов  $Q_i$  и  $\alpha_i$  по р. Припять – г. Мозырь  $C_{sQ_i}=0,45$  и  $C_{s\alpha_i}=-0,23$  отличаются от результатов, полученных ранее по более коротким рядам  $C_{sQ_i}=0,22$ ;  $C_{s\alpha_i}=0,10$  [5].

Учитывая сравнительно большие погрешности в определении коэффициентов асимметрии, которые обусловлены ограниченной длиной гидрологических рядов наблюдений, смещение коэффициентов асимметрии из положительной области для рядов  $Q_i$  в область нулевых значений для рядов  $\alpha_i$  характерно в среднем для рек всего бассейна Припяти. В дополнение к этому были рассмотрены эмпирические кривые обеспеченности колебаний  $\alpha_i$  (рис. 4).

Эмпирические кривые имеют слабую кривизну и приближаются к прямым линиям. При изображении этих кривых на клетчатке вероятностей нормального закона распределения для  $C_s=0$  они трансформируются в прямые линии, что также подтверждает отсутствие (или заметное уменьшение) коэффициентов асимметрии рассмотренных рядов, так как на этой клетчатке вероятностей нормальные кривые распределения трансформируются в прямые линии.

$$\sigma_{r(\tau)} = \frac{1 - [r(\tau)]^2}{\sqrt{n - \tau - 1}} \quad (4)$$

В целях выявления устойчивости во времени эмпирических корреляционных функций все расчеты осуществлялись с различным нулевым отсчетом и по выборкам различного объема. Для этого общий период наблюдений за годовым стоком р. Припять – г. Мозырь (124 года) разбивался на выборки объемом 33, 66 и 88 членов. На рис. 6 представлены АКФ годового стока, рассчитанные по различным указанным отрезкам временных рядов.

Дисперсия колебаний АКФ последовательно уменьшается с увеличением числа членов ряда, принятых в расчетах. Можно полагать, что при дальнейшем увеличении длительности наблюдений за речным стоком дисперсия колебаний  $r(\tau)$  будет также уменьшаться. При этом необходимо отметить наличие 2-3-х летних циклов и если учесть, что они получены за период наблюдений более 66 лет, то можно с определенной уверенностью говорить об устойчивости этих циклов. Аналогичные расчеты были осуществлены по годовому стоку других рек Беларуси, имеющих длинные ряды наблюдений (более 100 лет), которые подтвердили сделанный вывод о статистической незначительности рассеиваний  $r(\tau)$  при  $\tau > 1$ .

Таким образом, проведенные расчеты эмпирических АКФ годового стока рек по выборкам в несколько десятков лет показали, что погрешности этих функций соизмеримы с величинами  $r(\tau)$ . Выводы о достоверности функции  $r(\tau)$ , полученные по отдельным рядам годового стока целесообразно сопоставить с расчетами  $r(\tau)$  по совокупности большого числа рек с наиболее продолжительными (более 100 лет) рядами наблюдений.

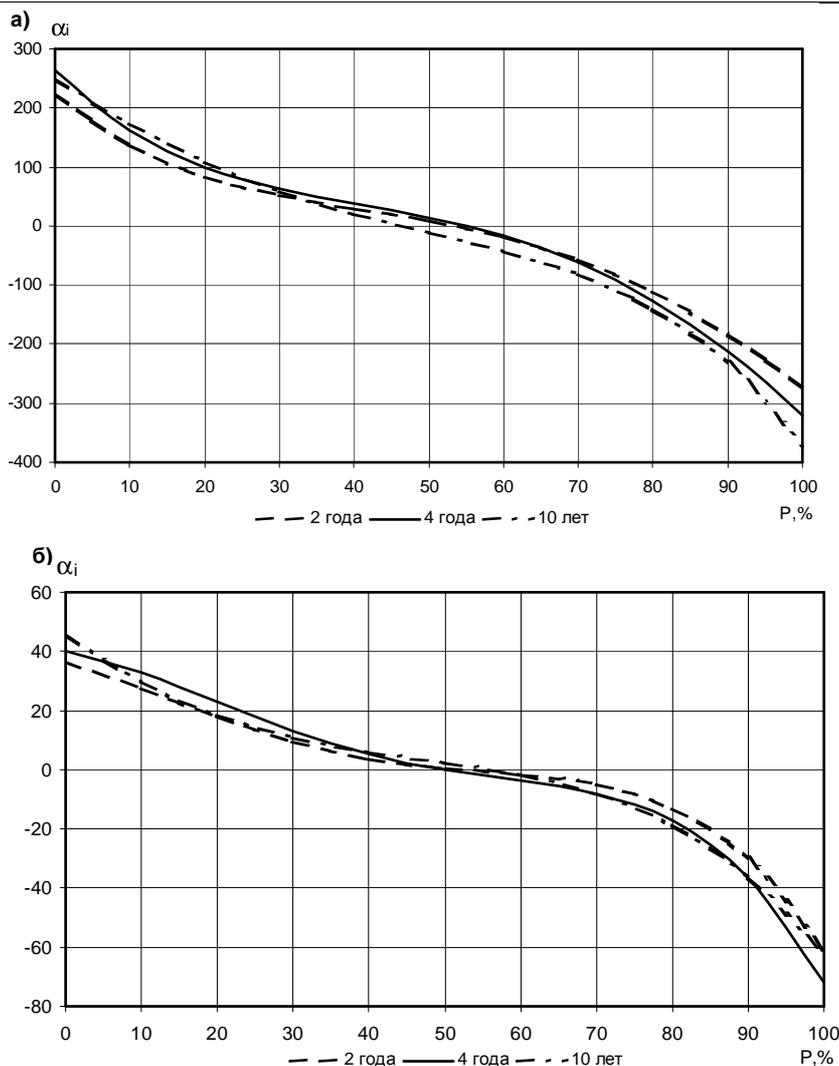


Рис. 4. Кривые распределения  $\alpha_i$  р. Припять – г. Мозырь (а) и р. Березина – г. Бобруйск (б) при ступенях осреднения 2, 4 и 10 лет соответственно

Результаты сглаживания колебаний годового стока по р. Припять – г. Мозырь приведены на рис. 3 и 5, где изображены сглаженные скользящие средние 3-, 5-, 11 летние колебания годового стока с постоянными (рис. 3) и биномиальным весовым коэффициентами, симметрично убывающими от центрального члена осреднения (рис. 5).

Как видно на рис. 3, в случае скользящего осреднения, осуществленного с одинаковыми весовыми коэффициентами, наблюдается фазовое смещение циклов при сопоставлении с наблюдения данными, причем это смещение явно прослеживается при 11-летних периодах осреднения. При сглаживании по способу биномиального фильтра (рис. 5) фаза колебаний существенно изменяется периода осреднения 10 лет.

Для оценки внутрирядных связей стока р. Припять – г. Мозырь использовались автокорреляционные функции (АКФ) для различных временных сдвигов ( $\tau=1, 2, 3$  и т. д. годами). Достоверность полученных результатов оценивалась по среднеквадратическим ошибкам выборочной АКФ  $r(\tau)$  [5]

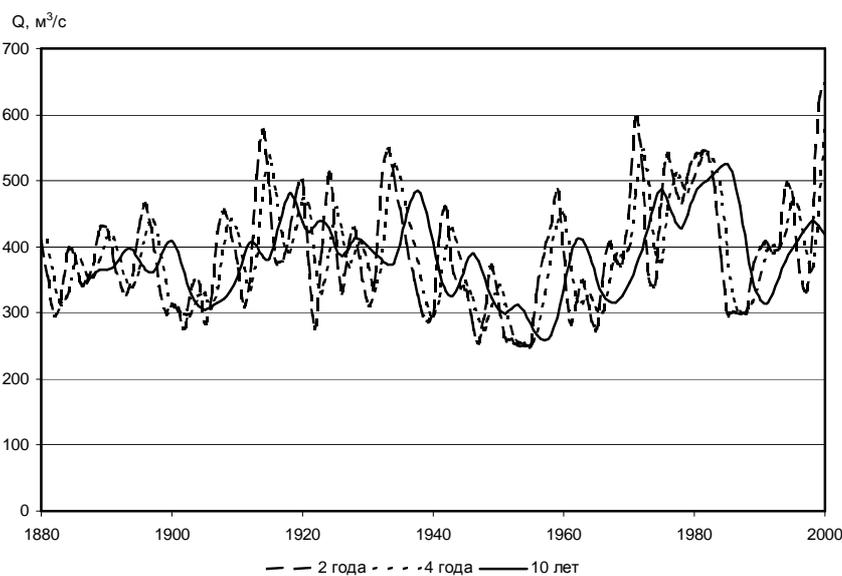


Рис. 5. Сглаженные колебания годового речного стока р. Припять – г. Мозырь с использованием биномиального фильтра

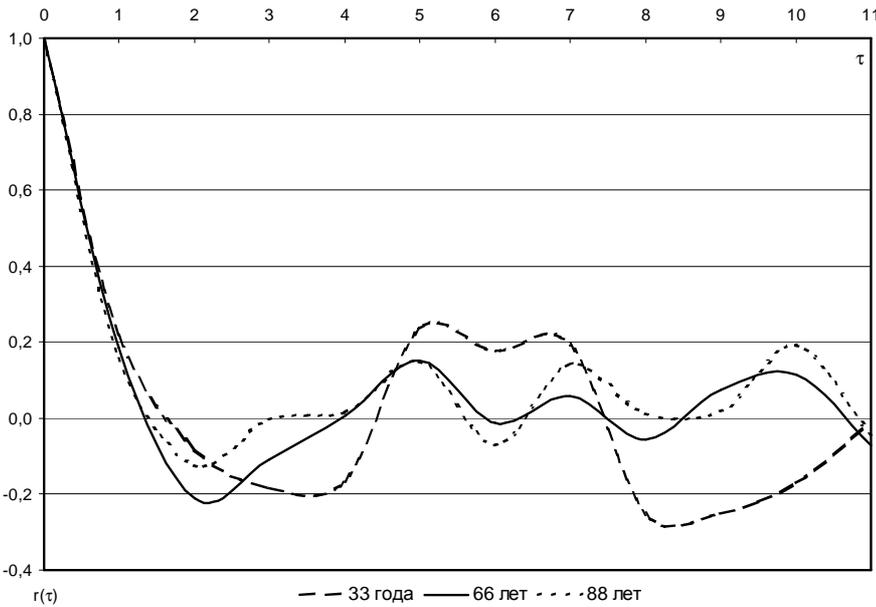


Рис. 6. Автокорреляционные функции годового стока р. Припять для выборок 33 года, 66 и 88 лет при смещении до 11 лет

Расчеты выполнены по всем временным рядам годового стока рек бассейна Припяти. Результаты расчетов, представленные в табл. 1, показывают резкое убывание эмпирической АКФ с увеличением  $\tau$ . Эта закономерность хорошо описывается простой цепью Маркова

$$r(\tau) = r(1)^\tau \quad (5)$$

Проведенный анализ достаточно убедительно показывает наличие достоверной корреляции между смежными членами ряда годового стока ( $r(\tau)=0,24$ ); более дальние связи в значительной мере отражают случайные флуктуации выборочных данных, связанные с ограниченной длительностью имеющихся рядов, а также наличием циклических колебаний длительностью 2-3 года. Это затрудняет использование их для целей прогноза. Вместе с тем эмпирические АКФ при  $\tau > 1$  рассматриваются как характеристики циклических многолетних колебаний гидрологических характеристик. Возможность использования АКФ для выявления циклических колебаний речного стока рассмотрена на реках Беларуси, имеющих большие периоды наблюдений за годовым стоком (более 100 лет).

Учитывая то обстоятельство, что эмпирические АКФ изменяются в зависимости от данных исходных рядов и начала отсчета, выбран единый период времени в 124 года (1877-2000 г.), для которого производились все расчеты.

Расчеты  $r(\tau)$  осуществлялись для временных рядов годового стока и динамических средних, получаемых с использованием биномиального фильтра при 11 летнем скользящем усреднении, поэтому расчетный период сократился и составил 114 лет (1887-2000).

Рассматривая АКФ рядов годового стока и динамических средних крупных рек Беларуси можно сделать вывод, что в колебаниях годового стока имеют место циклы со средним периодом 2-3 года, а значения средних коэффициентов автокорреляции с увеличением сдвига имеют тенденцию к уве-

личению.

Таким образом, группировки маловодных и маловодных лет, которые наблюдаются на реках Беларуси, имеют место также и в бассейне Припяти. В колебаниях годового стока рек Беларуси наблюдается определенная пространственная асинхронность как в маловодные годы, так и в многоводные, и ярко выражены периоды этой асинхронности.

В ходе анализа временных колебаний стока проверялась гипотеза влияния выбора даты начала гидрологического года на изменение характера внутрирядных связей среднего годового стока. Она проверялась в связи с тем, что некоторые статистические характеристики колебаний среднего годового стока существенно меняются в зависимости от выбора даты начала гидрологического года. В литературе имеются сведения существенного изменения коэффициента автокорреляции  $r_1$  между стоком смежных лет в зависимости от разрезки года [5]. Как правило, для  $r_1$  характерен один минимум при начале года

в апреле и два максимума при начале года в феврале и декабре (рис. 7).

Разность между максимальными и минимальными значениями  $r_1$  достигает в среднем 0,125 по исследуемым рекам, в то время как  $\sigma_{r1}$  составляет в среднем 9,2 % (0,092). Следовательно, в ряде случаев пренебрегать изменением коэффициента автокорреляции нельзя.

Так как коэффициенты корреляции внутрирядных связей в процессах среднего годового стока, как правило, невелики и объем информации ограничен, погрешности расчетов  $r(\tau)$  по конкретным рядам наблюдений могут быть очень большими (максимальная – 27,2 % средняя – 15,7 %). Это обстоятельство в значительной степени осложняет анализ внутрирядных связей и является основной причиной различных мнений об их достоверности вообще.

В соответствии с принятой в гидрологических исследованиях терминологией, внутрирядные связи считаются достоверными, если их появление не может быть разумно объяснено флуктуацией выборочных оценок, когда в действительности эти связи отсутствуют.

В качестве основных числовых характеристик корреляционных функций в настоящей работе используются значения их ординат при различных сдвигах  $\tau$ . Но в некоторых случаях эти характеристики недостаточно наглядны и неудобны для практического использования. В связи с этим была использована более конкретная характеристика [4, 6], разработанная А.В. Рождественским и В.А.Шелутко, представляющая собой среднее квадратическое отклонение ординат  $r(\tau)$  от нуля

$$\sigma_{r_0} = \sqrt{\left[ \sum_{\tau=1}^m r(\tau) \right] / m} \quad (6)$$

где  $m$  – максимальный сдвиг.

Таблица 1. Осредненная автокорреляционная функция годового стока рек бассейна Припяти

Сдвигка $\tau$ , лет	1	2	3	4	5
Среднее значение коэффициента автокорреляции $r(\tau)$	0,240	0,059	-0,013	0,048	0,057
Расчетное значение $r(\tau) = r(1)^\tau$	0,240	0,089	0,032	0,013	0,006
Среднеквадратическое отклонение $r(\tau)$ , %	15,7	16,6	17,4	17,1	18,4

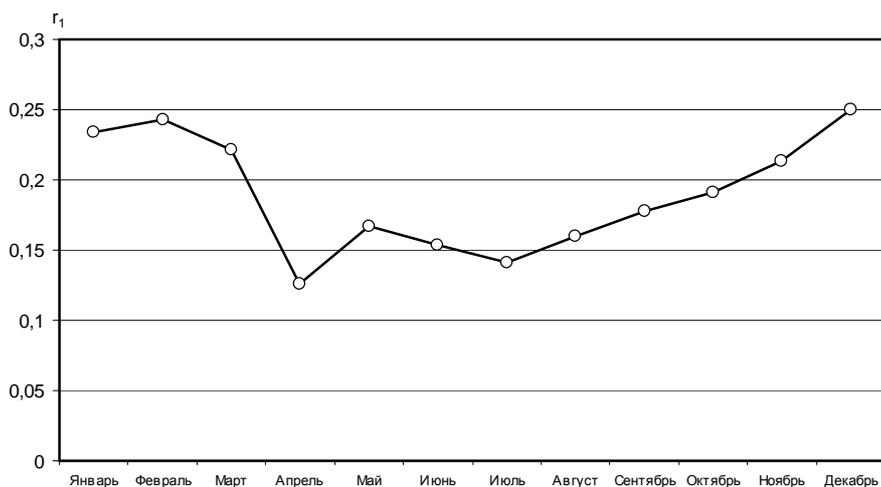


Рис. 7. График хода коэффициента автокорреляции  $r_1$  в зависимости от разрезки года для р. Припять – г. Мозырь

Расчетное значение среднего квадратического отклонения ординат  $\Gamma(\tau)$  от нуля для р. Припять – г. Мозырь при максимальном сдвиге  $m=94$  года равно  $\sigma_{r_0} = 0,109$  или 10,9 %. Для других рек-створов водосбора Припяти это значение практически не отличается от рассчитанного для створа у г. Мозырь и в зависимости от максимального сдвига составляет в среднем 15,8 %, при этом отмечается существенное увеличение  $\sigma_{r_0}$  при уменьшении  $m$  (например, при  $m=5$  среднее значение  $\sigma_{r_0} = 38,2$  %).

Проверка достоверности внутрирядных связей во многих отношениях связана с предположением о том, что колебания стока имеют циклический характер. Если это предположение верно, то АКФ  $\Gamma(\tau)$  рядов стока также должны быть циклическими, т.е. изменяющихся от положительных значений к отрицательным и наоборот. В переходной зоне значения  $\Gamma(\tau)$  в этом случае должны быть равными или близкими к нулю. Чем больше в среднем период цикличности, тем больше может значений  $\Gamma(\tau)$ , близких к нулю, и меньше должно быть значение  $\tau_{го}$ . Таким образом, в случае, если АКФ имеет циклический характер, результаты анализа по значениям отдельных ординат или  $\tau_{го}$  будут недостаточно показательными.

Числовая характеристика АКФ по так называемому среднему периоду предложена Ю.М. АLEXИНЫМ [1]

$$\tau_r = \frac{2(\tau_n - \tau_1)}{N}, \quad (7)$$

где  $\tau_n, \tau_1$  – соответственно абсциссы последней и первой точек пересечения оси абсцисс линией, проведенной путем осреднения значений смежных ординат;  $N$  – общее число точек пересечений или касаний. В отличие от предыдущих эта характеристика предназначена для оценки цикличности

АКФ, но при этом не учитывает их ординаты.

Расчет с использованием числовой характеристики АКФ по среднему периоду  $\tau_r$  для р. Припять – г. Мозырь для периода  $n=50$  дал результат  $\tau_r=0,027$  при  $N=21$ , что свидетельствует о довольно частых изменениях знака (циклических колебаниях) АКФ. Для полноты представления о влиянии выбора даты разрезки года на АКФ проведены расчеты по рядам средних месячных значений стока за весь имеющийся период наблюдений по ряду рек бассейна Припяти (табл. 2), причем разрезки на годовые интервалы назначались последовательно 1-го числа каждого месяца.

Таким образом, по каждому ряду средних месячных значений было получено 12 рядов среднего годового стока. Анализ АКФ рядов среднего годового стока при начале года с I/I – I/XII показал, что общий ход изменений АКФ по оси абсцисс остается постоянным вне зависимости от даты начала года. В то же время отдельные ординаты АКФ претерпевают некоторые изменения. Наиболее существенно меняются ординаты АКФ по рядам среднего годового стока р. Ясельда – г. Береза и р. Бобрик – с. Парохонск, водосборы которых наиболее существенно подверглись антропогенному воздействию (мелиорации). Максимальные амплитуды изменения ординат  $\Gamma(\tau)$  в зависимости от даты разрезки при  $\tau > 1$  года по этим рядам достигает 0,3-0,4. Именно по ним и наблюдаются наибольшие изменения  $\Gamma_1$  (табл. 2), причем изменения  $\Gamma_1 - \Delta\Gamma_1$ , как правило, меньше, чем изменения ординат при других значениях  $\tau$ .

Для количественной оценки изменения ординат АКФ при каждой дате начала гидрологического года были определены средние квадратические отклонения  $\Gamma(\tau)$  от АКФ  $\Gamma(\tau)_0$ , рассчитанной при начале года I/I [1]

$$\sigma_{\Delta\Gamma} = \sqrt{\sum_{\tau=1}^{30} [\Gamma(\tau) - \Gamma(\tau)_0]^2 / 30}. \quad (8)$$

Результаты расчетов представлены на рис. 8.

Очевидно, что значение  $\sigma_{\Delta\Gamma}$  меняется с изменением разрезки гидрографа на годы. При этом для хода  $\sigma_{\Delta\Gamma}$  в зависимости от даты разрезки характерен один максимум, наблюдающийся при начале года по разным рекам I/II, I/IV, I/V/ I/VI или I/VII. Этот максимум меняется от 0,052 (р. Припять – г. Мозырь) до 0,102 (р. Ясельда – г. Береза) (табл. 6). Значение  $\sigma_{\Delta\Gamma \max}$  по всем рекам меньше половины среднего квадратического отклонения  $\sigma_{r_0}$  самих ординат АКФ относительно оси абсцисс, т.е. изменение ординат  $\Gamma(\tau)$  в зависимости от разрезки на годовые

Таблица 2. Характеристики автокорреляционных функций при различных датах разрезки на годовые интервалы

Река-пункт	$\Delta\Gamma_1$	$\sigma_{\Delta\Gamma \max}$	$\sigma_{r_0}$	При $\tau > 1$ год		
				$\Delta\Gamma_{\max}$	$\sigma_{\Delta\Gamma \max}$	$\sigma_{r_0}$
Припять-г.Мозырь	0,16	0,052	0,26	0,15	0,044	0,25
Ясельда-г.Береза	0,34	0,102	0,35	0,36	0,046	0,34
Бобрик-с.Парохонск	0,33	0,041	0,37	0,45	0,058	0,36
Птичь-с.Лучицы	0,21	0,062	0,32	0,33	0,082	0,32
Оресса-с.Андреевка	0,18	0,056	0,31	0,27	0,082	0,30

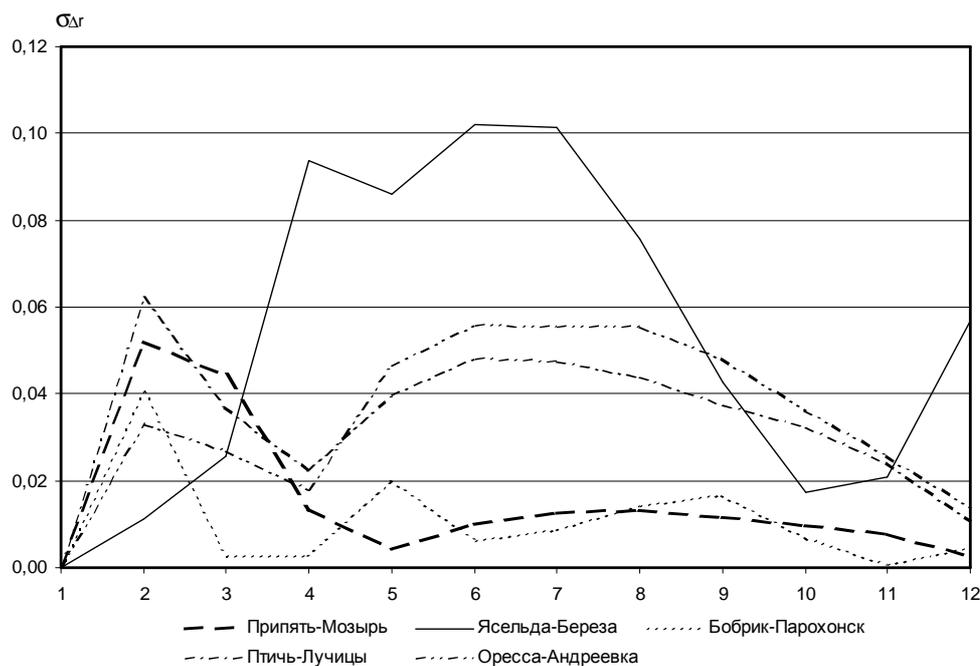


Рис. 8. Значения  $\sigma_{\Delta\tau}$  автокорреляционных функций при различной дате разрезки на годовые интервалы

интервалы по отношению к самим ординатам АКФ может считаться несущественным. Представляется также важным, что при сравнительно большом значении  $\sigma_{\Delta\tau}$  большой вклад в значение  $\sigma_{\Delta\tau}$  вносят изменения ординат АКФ при  $\tau=1$ . При исключении этих ординат значения  $\sigma_{\Delta\tau}$  значительно уменьшаются (для р. Ясельда – г. Береза с 0,102 до 0,046).

**Заключение**

В результате проведенных исследований сделаны следующие выводы.

1. Изменчивость исследуемых рядов сравнительно однородна и характерна для рек равнинного типа.
2. Пространственно-временные изменения стока рек Беларуси позволили констатировать факт незначительного влияния интенсивных мелиораций 1966-1985 гг. на годовой сток Припяти и значительного влияния на сток малых рек Белорусского Полесья.
3. Реки Горынь и Неслуха имеют отличный от остальных рек бассейна Припяти водный режим. Это объясняется для Горыни отличными от других рек бассейна Припяти

УДК [556.324+556.332.6] (476-25)

**Тимофеев А.В., Калинин М.Ю.**

**МНОГОЛЕТНИЕ ИЗМЕНЕНИЯ ЭЛЕМЕНТОВ ГИДРОДИНАМИЧЕСКОГО РЕЖИМА ГРУНТОВЫХ ВОД НА ТЕРРИТОРИИ ГОРОДА МИНСКА И ПРИГОРОДНОЙ ЗОНЫ**

**Введение**

Грунтовые воды – подземные воды первого от поверхности постоянно действующего водоносного горизонта, залега-

ющего на первом выдержанном по площади водоупорном пласте – один из важных составных элементов природной системы, на которую воздействуют урбанизированные терри-

*Тимофеев Антон Викторович, научный сотрудник РУП "Центральный научно-исследовательский институт комплексного использования водных ресурсов".*

*Калинин Михаил Юрьевич, д.т.н., директор РУП "Центральный научно-исследовательский институт комплексного использования водных ресурсов".*

*Беларусь, Минск 220086, РУП "ЦНИИКИВР" ул. Славинского д.1, к.2.*

- условиями формирования стока – она берет начало на Вольно-Подольской возвышенности, а для Неслухи – большой зарегулированностью стока в системе Днепровско-Бугского канала.
4. Колебания годовых расходов р. Припять – г. Мозырь сопоставлены с колебаниями годовых расходов других крупных рек Беларуси.
  5. Асинхронность стока р. Припять и других рек Беларуси определена различными условиями формирования стока (морфометрическими характеристиками и гидрогеологическими условиями).
  6. При исследовании изменений хода АКФ в зависимости от даты начала года выявлено, что наиболее существенно меняются ординаты АКФ по рядам среднего годового стока р. Ясельда – г. Береза и р. Бобринь – с. Парохонск. Это связано, в первую очередь, с изменением условий формирования стока через создание водохранилищ и крупных мелиоративных систем в бассейнах этих рек.

**СПИСОК ЦИТИРОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ**

1. Алехин М.Ю. Статистические прогнозы в геофизике. – Л.: Изд-во ЛГУ, 1963. – 86 с.
2. Дрозд В.В., Ревера О.З. Река Припять. – Минск: Изд-во «Университетское», 1988. – 77 с.
3. Логинов В.Ф., Волчек А.А., Лукша В.В. Многолетние колебания речного стока Припяти / Природопользование. – 2004. – Вып.10. – ИПИПРЭ. – Мн.: ОДО «Тонлик». – С. 8-15.
4. Рождественский А.В. Оценка точности кривых распределения гидрологических характеристик. – Л.: Гидрометеоиздат, 1977. – 270 с.
5. Рождественский А.В., Чеботарев А.И. Статистические методы в гидрологии. – Л.: Гидрометеоиздат, 1974. – 424 с.
6. Шелутко В.А. Вторичные корреляционные и вторичные спектральные функции в применении к оценке структуры колебаний годового стока. – Межвузовский сборник, 1981. – Вып.74. – С. 117-127.

Статья поступила в редакцию 09.01.2007