

УДК 556.33.4.04

**РАЙОНИРОВАНИЕ ТЕРРИТОРИИ ПО ХАРАКТЕРУ КОЛЕБАНИЙ
ГОДОВОГО СТОКА НА ПРИМЕРЕ БЕЛАРУСИ**

Канд. геогр. наук

А. А. Волчек

С. И. Парфомук

В статье рассмотрены принципы районирования территории Беларуси по синхронности многолетних колебаний годового стока, по условиям колебания стока рек на основе анализа сходства спектральной плотности среднегодовых расходов воды, по характеру годового колебания стока рек с применением аппарата пространственных корреляционных функций.

В настоящее время проблема гидрологического районирования территории привлекает к себе все большее внимание. Это обусловлено в первую очередь тем, что при нынешней густоте гидрометрической сети определение основных гидрологических характеристик, как правило, осуществляется при отсутствии данных наблюдений. В этом случае необходимо знать общие закономерности и условия формирования стока и его режима, а также его распределение по территории. Поэтому выделение районов с генетически однородными условиями формирования стока, заключающееся в разделении изучаемых объектов на отдельные группы, представляет особый интерес.

Первоначально гидрологическое районирование проводилось на основе анализа физико-географического факторов. Такое районирование было выполнено М. Д. Семеновым-Тянь-Шанским (1925, 1933 гг.) и Рутковским (1933 г.) [1]. Районирование территории по максимальному стоку с учетом климатических факторов принадлежит Д. И. Кочерину (1932 г.), а по модулям максимального стока весеннего половодья – Д. Л. Соколовскому (1937 г.) [2]. В классификационной схеме М. И. Львовича (1938 г.) реки разделялись на районы в зависимости от внутригодового распределения стока по сезонам. Районирование по форме гидрографа годового стока принадлежит Б. Д. Зайкову (1946 г.). К. К. Марков (1947 г.) выполнил гидрологическое районирование, основанное на принадлежности бассейнов рек к различным орографическим областям. Районирование с учетом со-

отношений между элементами водного баланса выполнено В. А. Троицким (1948 г.), а П. С. Кузину (1960 г.) принадлежит гидрологическое районирование с учетом изменения элементов водного баланса. В последнее время гидрологическое районирование рассматривается в работах Л. М. Корытного (1991 г.), А. В. Сикана (1999 г.), С. В. Ясинского (2000 г.), В. М. Саковича (2004 г.) и др.

В настоящее время выполнено несколько видов районирования для территории Беларуси. Это и физико-географическое, ландшафтное [3], а также агроклиматическое районирование [4]. В середине прошлого столетия выполнено районирование территории Беларуси по величине годового стока [5], выделено шесть гидрологических районов, приуроченных к бассейнам основных рек. Однако, проблема гидрологического районирования, в частности для территории Беларуси, еще окончательно не решена. Она является одной из главных задач в гидрологии, поэтому вопросы, связанные с районированием территории по различным характеристикам гидрологического режима, требует дальнейшего изучения.

Районирование по синхронности многолетних колебаний годового стока

Для районирования территории был отобран 61 гидрологический створ с тридцатилетними периодами наблюдений – с 1957 по 1986 гг. включительно. Ограничения на размер водосбора не накладывались, но выбор створов проводился с учетом равномерности распределения по территории Беларуси.

Методика объединения гидрологических створов в районы основана на построении матрицы парных коэффициентов корреляции, полученной в результате пространственного корреляционного анализа [6, 7].

В первую очередь корреляционная матрица рассчитывалась для створов с площадью водосбора, превышающей 4000 км², что позволило провести приблизительные границы для предполагаемых районов. После чего парные коэффициенты корреляции были рассчитаны для 61 створа с целью детального уточнения границ.

Процесс районирования представлял собой объединение створов в один район в случае, когда парный коэффициент корреляции превышал необходимый уровень.

При разделении территории на районы учитывалось физико-географическое и ландшафтное районирование Беларуси [3] и положения

водоразделов бассейнов рек страны. Территория Беларуси с выделенными районами синхронных колебаний годового стока приведена на рис. 1.

В результате проведенных исследований можно выделить шесть районов на территории Беларуси в зависимости от синхронности многолетних колебаний годового стока. Первый выделенный район включает в себя 9 створов бассейнов Западного Буга и верховья Припяти – это так называемый юго-западный район. Припятский район (район II) содержит 9 изучаемых водосборов, а III район (юго-восточный) – 10 водосборов Сожа, части Днепра и Березины. Неманский район (район IV) включает 13 исследуемых створов. Пятый район (центральный) содержит 12 створов верховий Березины и Днепра. Район VI (Западнодвинский) включает в себя 8 исследуемых водосборов.

В табл. 1 представлены средние коэффициенты корреляции внутри каждого из выделенных районов и средние коэффициенты корреляции с остальными районами республики.



Рис. 1. Районы синхронных колебаний годового стока территории Беларуси.

Средние значения внутрирайонных коэффициентов корреляции изменяются в пределах от 0,70 до 0,81, что говорит о высоком уровне син-

хронности колебаний годового стока для каждой группы створов, выделенных в отдельный район. Средние значения межрайонных корреляционных коэффициентов колеблются в районе 0,50 и не превышают 0,68, что говорит о корректном выделении районов.

Таблица 1

Средние районные и межрайонные коэффициенты корреляции

Номер района	I	II	III	IV	V	VI
I	0,74	0,56	0,44	0,47	0,35	0,34
II		0,70	0,49	0,50	0,47	0,40
III			0,76	0,50	0,68	0,45
IV				0,70	0,57	0,50
V					0,78	0,56
VI						0,81

Районирование территории по спектральной плотности колебания годового стока

Для районирования территории отобраны 50 гидрологических створов с пятидесятилетними периодами наблюдений – с 1951 по 2000 гг. включительно.

Методика объединения гидрологических створов в районы основана на анализе сходства изображений спектральной плотности среднегодовых расходов воды [8]. Спектральная плотность рассчитывается для всех гидрологических створов за одинаковый интервал времени по формуле [9]:

$$S(w) = \frac{1}{\pi} \int_0^m \lambda(\tau) r(\tau) \cos(w\tau) d\tau, \quad (1)$$

где $w=2\pi T$ – круговая частота; T – период; m – максимальный сдвиг при оценке ординат автокорреляционной функции; $\lambda(\tau)$ – сглаживающая функция; $r(\tau)$ – автокорреляционная функция.

В качестве сглаживающей функции $\lambda(\tau)$ применялось корреляционное окно Наттола [9]:

$$\lambda(\tau) = \sum_{k=0}^3 a_k \cos[(\pi k \tau) / m], \quad (2)$$

где a_k – весовые коэффициенты ($a_0 = 0,364$; $a_1 = 0,489$; $a_2 = 1,137$; $a_3 = 0,011$).

Окно Наттола использовалось для упрощения выделения типовых спектров, т. к. его применение позволяет снизить величину шумовой компоненты и получить сглаженный спектр.

Максимальный по длительности период, выделяемый на спектре, не должен превышать 1/3 длины ряда. Уровень значимости пиков назначался из нулевой гипотезы H_0 , т.е. гидрологический ряд представляет собой «белый шум». Доверительный интервал [10] для выборочного спектра в этом случае определяется выражением:

$$\frac{\chi^2_{1-\alpha}}{\nu 2\pi} < S^* < \frac{\chi^2_{\alpha}}{\nu 2\pi}, \quad (3)$$

где χ^2 – ордината распределения Пирсона; ν – число степеней свободы; $\alpha = 5\%$ – уровень значимости.

Число степеней свободы [9] для окна Наттола при длине ряда n и максимальном сдвиге m определяется по следующей формуле:

$$\nu = \frac{5,5n}{m}. \quad (4)$$

В зависимости от вида спектра, территорию Беларуси можно разделить на три типовых района. Первая группа спектров представляет собой гладкую кривую без значимых пиков в высокочастотной области. Она обнаружена у рек бассейна Припяти и Западного Буга и включает в себя 18 из 50 исследуемых водосборов. Типичным представителем этой зоны является спектр временного ряда годовых расходов воды р. Припять – г. Туров (рис.2).

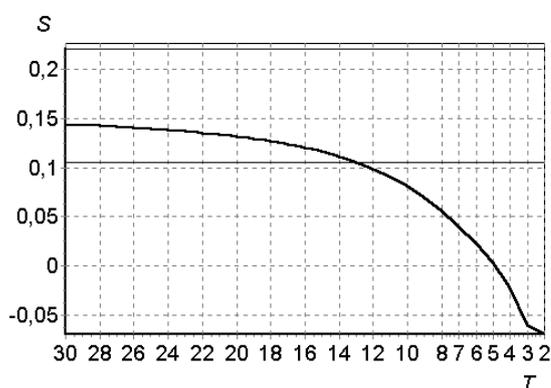


Рис. 2. Типовой для юго-западного района Беларуси (I район) спектр временных рядов годового стока р. Припять - г. Туров.

Для спектра стока рек центральной части Беларуси характерна значимая пятилетняя гармоника. Такой спектр характерен для 19 водосбо-

ров бассейнов Немана, Березины и части Днепра. Типичным представителем этой зоны является спектр р. Сож - г. Гомель (рис. 3).

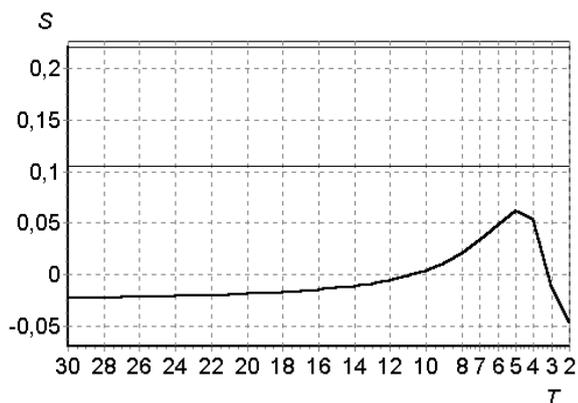


Рис. 3. Типовой для центрального района Беларуси (II район) спектр временных рядов годового стока спектр р. Сож - г. Гомель.

В северо-восточном районе республики находятся 13 изучаемых водосборов, расположенных в бассейнах Западной Двины и верхней части Днепра. Данная группа спектров представляет собой кривую с наличием значимого пика четырехлетнего колебания. Типичный спектр для этого района приведен на рис. 4, соответствующий р. Западная Двина – г. Полоцк.

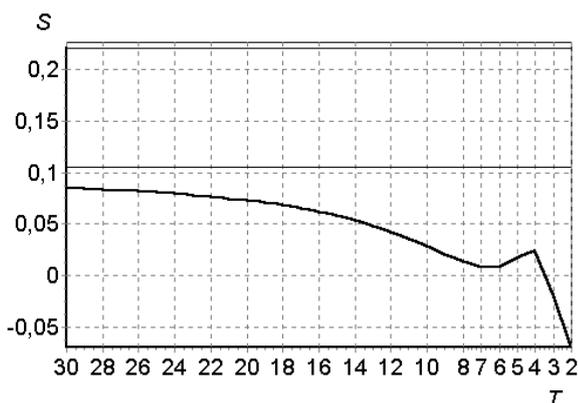


Рис. 4. Типовой для северо-восточного района Беларуси (III район) спектр временных рядов годового стока р. Западная Двина - г. Полоцк.

Разделение территории республики на районы проводилось с учетом форм спектров и ландшафтных особенностей [3], а также положений водоразделов бассейнов рек Беларуси. Территория Беларуси, разделенная

на районы в зависимости от очертаний выборочных спектров среднегодовых расходов воды, приведена на рис. 5.



Рис. 5. Схема гидрологически однородных районов для территории Беларуси.

Районирование территории Беларуси способствовало проведению групповой оценки основных статистических характеристик. Средние значения норм годового стока (\bar{q}), коэффициентов вариации (C_v), отношений коэффициентов асимметрии и вариации (C_s/C_v), а также коэффициентов автокорреляции ($r(I)$), для водосборов трех районов Беларуси приведены в табл. 2.

Значение нормы годового стока имеет ярко выраженную тенденцию к возрастанию от I к III району, т. е. с юго-запада на северо-восток республики. Коэффициент вариации, наоборот, уменьшается от первого района к третьему. Коэффициент автокорреляции и соотношение коэффициентов асимметрии и вариации не имеют подобных пространственных тенденций, но в центральном районе отмечается наименьший коэффициент автокорреляции и наибольшее соотношение C_s/C_v годового стока.

Норма стока для рек изменяется незначительно и напрямую зависит от площади водосбора (A). Таким образом, для определения нормы стока неизученных рек помимо карт изолиний, приведенных в пособиях СНиП

[11], можно рекомендовать зависимости $Q = f(A)$, как это показано на рис. 6. Полученная зависимость описывается следующей формулой:

$$Q = \alpha \cdot A + \beta, \quad (5)$$

где α , β – эмпирические коэффициенты, зависящие от района, представленные в табл. 3.

Таблица 2

Основные статистические характеристики рядов годового стока водосборов Беларуси

Номер района	$\bar{q}, л/(с \cdot км^2)$	C_v	C_s/C_v	$r(l)$
I	4,50	0,35	2,29	0,26
II	5,82	0,29	4,58	0,07
III	6,63	0,28	2,78	0,18

Таблица 3

Эмпирические коэффициенты и коэффициенты корреляции для различных районов Беларуси

Район	α	β	Коэффициент корреляции
Юго-западный	0,0039	1,854	0,998
Центральный	0,0059	0,736	0,994
Северо-восточный	0,0077	-3,179	0,996
Вся территория	0,0047	9,292	0,953

Сток рек выделенных районов отличается также мощностью долгопериодных составляющих в спектре. Максимальная «степень покраснения» спектра стока рек наблюдается в юго-западном районе. В северо-восточном районе мощность долгопериодных составляющих в спектре ниже, чем в юго-западном районе. В центральном районе «красный шум» наименее выражен.

Выделенные районы сопоставлены с районами, обозначенными при гидрологическом и физико-географическом районировании. С точки зрения гидрологического районирования [5], выявленный северо-восточный район, совпадает с Западно-двинским и Верхнеднепровским бассейнами. Юго-западный район совпадает с Припятским бассейном за исключением территории нижней части Днепра. Выделенный центральный район вклю-

часть Неманский, Центральнo Березинский, а также почти весь Вилейский и восточную часть Припятского бассейнов.

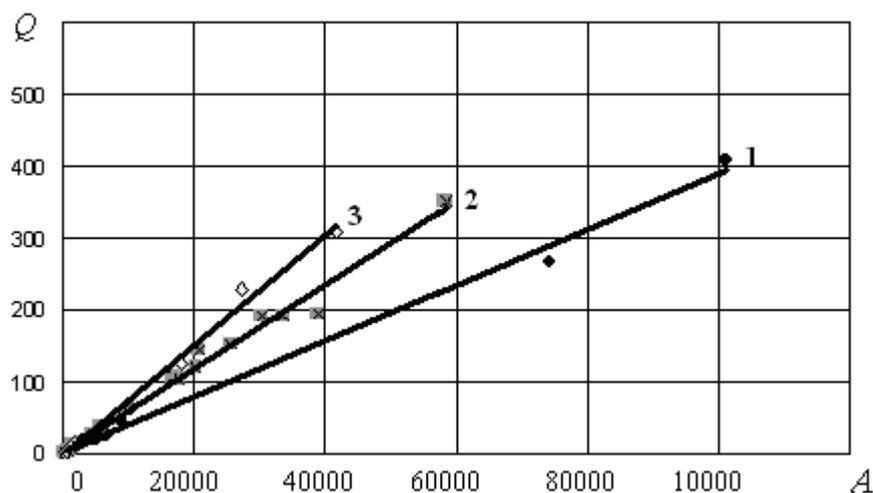


Рис. 6. Зависимость среднего многолетнего расхода воды (Q) от площади водосбора (A). 1- I район; 2- II район; 3- III район.

Если провести сопоставление с физико-географическими районами [3], то северо-восточный район соответствует Поозерской и Западно-Белорусской провинциям. Центральный район – совокупности Западно-Белорусской, Предполесской и части Полесской провинций, содержащей низовье Днепра. Юго-западный район включает остальную часть Полесской провинции.

Если рассматривать выделенные районы вкпе с районами, выделенными при агроклиматическом районировании [4], то первый район в значительной степени совпадает с южной, второй – с центральной, а третий – с северной агроклиматической областью.

Районирование с помощью пространственных корреляционных функций

Поля гидрометрических характеристик являются изменчивыми, как в пространстве, так и во времени. Детерминировано задать интересующие нас величины в каждой точке и момент времени невозможно, поэтому гидрологическую величину рассматривают как случайную. Статистический подход требует отказа от попытки раздельного рассмотрения индивидуальных свойств случайного поля. Рассматриваются лишь их статистические характеристики, которые позволяют установить общие особен-

ности, характерные для всего набора реализаций. Эти общие закономерности принято называть статистической структурой случайного поля.

На основе этого, по сравнительно небольшому количеству данных можно судить о свойствах, изучаемой гидрометрической характеристики, в пределах большой территории.

Для описания связи между значениями поля в различных точках, наиболее употребляемыми являются такие характеристики статистической структуры, как корреляционные, ковариационные и спектральные функции. В силу того, что данные функции однозначно связаны между собой и равно пригодны для описания статистической структуры, в настоящей работе предпочтение отдано корреляционным функциям, как более точным и универсальным, отличающимся меньшей зависимостью от изменений географического и сезонного характера.

Любую гидрологическую характеристику, образующую поле, можно описать функцией пространственных координат и времени [12]:

$$M_j = M(x_j; y_j; h_j; t_j) \quad (6)$$

Гидрологическое поле в определенный промежуток времени рассматривается как выборочное значение реализаций случайного поля. Если исходная точка $M_0(x_0; y_0; h_0; t_0)$, а любая текущая точка $M_j(x_j; y_j; h_j; t_j)$, то коэффициент корреляции для этих точек будет зависеть от 8 переменных и иметь вид:

$$r(0; j) = f(x_0; y_0; h_0; t_0; x_j; y_j; h_j; t_j) \quad (7)$$

Для стационарных полей введем переменную $\tau = t_j - t_0$ и, считая начало координат в полюсе, введем новые координаты $X = x_j - x_0$; $Y = y_j - y_0$; $H = h_j - h_0$. Разностью отметок точек для условий Беларуси, вследствие ее малой величины, можно пренебречь. Полученную пространственную корреляционную функцию (ПКФ) стационарного поля, можно представить следующим образом:

$$r = f(x_0; y_0; X; Y; \tau) \quad (8)$$

Введя полярные координаты $\rho = \sqrt{X^2 + Y^2}$ и $\alpha = \arctg\left(\frac{Y}{X}\right)$, получим:

$$r = f(x_0; y_0; \rho; \alpha; \tau) \quad (9)$$

Для однородных стационарных полей ПКФ не зависит от координат полюса и не меняется при параллельных его перемещениях, т. е.

$$r = f(\rho; \alpha; \tau) \quad (10)$$

Для однородных изотропных полей ПКФ зависит только от расстояния между точками, т. е.:

$$r = f(\rho; \tau). \quad (11)$$

При этом ПКФ принимает одни и те же значения для любой пары точек с одинаковыми расстояниями, т. к. пары точек всегда могут быть совмещены друг с другом с помощью параллельного переноса, вращения и зеркального отображения.

Зафиксировав τ и получив ПКФ как функцию $r = f(\rho)$, в поле координат (r, ρ) строится зависимость парных коэффициентов корреляции годовых расходов воды от расстояний между центрами тяжести водосборов. Полученная линия регрессии $r = f(\rho)$ принимается за истинную зависимость, отвечающую природе пространственной корреляционной связности речного стока. Принималось, что отклонения эмпирических точек от линии регрессии обусловлены случайными флуктуациями выборочных данных [13]. Проверка нулевой гипотезы H_0 на однородность ПКФ осуществлялась с помощью преобразования Фишера:

$$Z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r} + \frac{r}{2(n-1)}, \quad (12)$$

где r – парный коэффициент корреляции, n – количество совместных лет наблюдений.

Это преобразование дает хорошие результаты даже при небольшом числе совместных лет наблюдений и высоких значениях r , а выборочные значения Z распределены по нормальному закону с дисперсией [13]:

$$\sigma_Z = \frac{1}{\sqrt{n-3}}. \quad (13)$$

Далее рассчитывается количество точек попавших в диапазон $\pm \sigma_Z$; $\pm 2\sigma_Z$; $\pm 3\sigma_Z$, которое сопоставляется с теоретическими вероятностями для нормального закона распределения.

Нулевая гипотеза не опровергается и ПКФ считается однородной, если эмпирические и теоретические вероятности оказываются близкими. В противном случае, когда имеет место существенное расхождение эмпирическими и теоретическими вероятностями, нулевая гипотеза опровергается и признается альтернативная гипотеза о неоднородности эмпирической ПКФ. В этом случае исходное поле стока уменьшается.

Исходными данными послужили годовые расходы воды по 82 речным створам за период инструментальных наблюдений. Выбор створов

осуществлялся с учетом равномерного распределения по территории Беларуси. Ограничения на размер водосбора не накладывались.

В первую очередь ПКФ была рассчитана по 3321 парному коэффициенту корреляции, полученным по всем 82 градациям наблюдений. Среднее число совместных лет наблюдений при расчете парных коэффициентов корреляции составляло не менее 20 лет. Оценка однородности ПКФ годового стока рек Беларуси показала, что рассматриваемая функция неоднородна, как это показано на рис. 7.

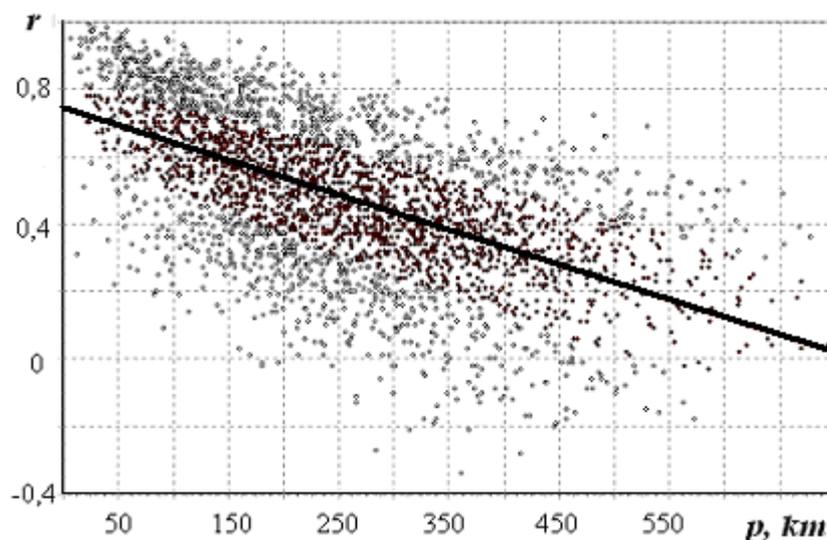


Рис. 7. ПКФ годового стока рек Беларуси (• – эмпирические коэффициенты парной корреляции в диапазоне $\pm\sigma_z$; o – эмпирические коэффициенты парной корреляции в диапазоне $\pm 2\sigma_z$; – – линия регрессии $r = f(\rho)$).

В связи с тем, что исходное поле оказалось неоднородным, оно было разделено на более мелкие районы. В нашем случае для территории Беларуси выделено четыре однородных района, ПКФ которых приведены на рис. 8.

В результате проведенных исследований, подтвердилась гипотеза о четырех однородных районах для территории Беларуси в зависимости от характера колебания годового стока рек.

Для выделенных районов получены зависимости $r = f(\rho)$, которые можно представить следующей формулой:

$$r = -\alpha \cdot \rho + \beta, \quad (14)$$

где α , β – эмпирические коэффициенты, приведенные в табл. 4.

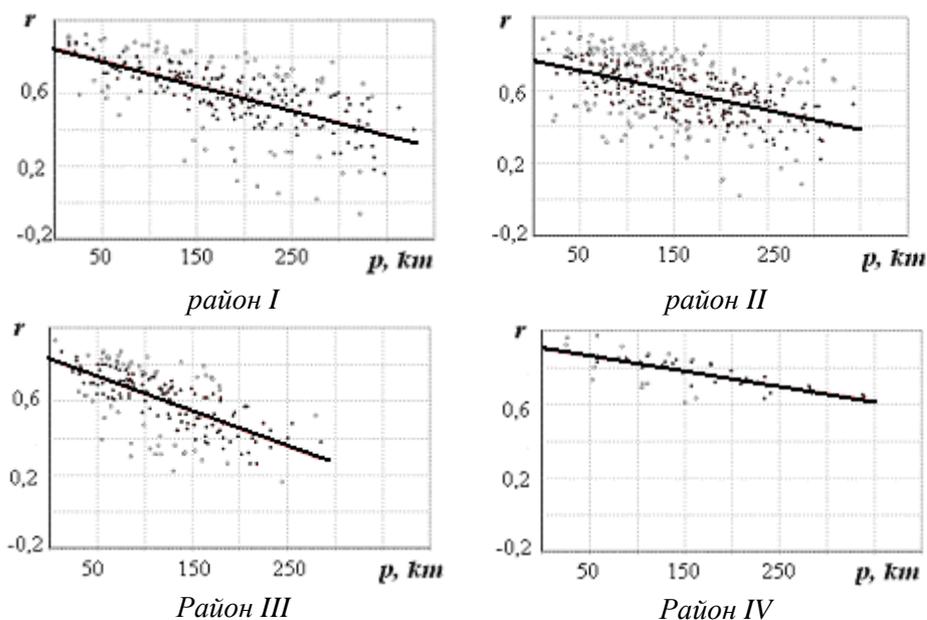


Рис. 8. ПКФ годового стока для однородных районов Беларуси (• – эмпирические коэффициенты парной корреляции в диапазоне $\pm \sigma_z$; ○ – эмпирические коэффициенты парной корреляции в диапазоне $\pm 2\sigma_z$; – – линия регрессии $r = f(\rho)$).

Таблица 4

Эмпирические коэффициенты и коэффициенты корреляции для различных районов Беларуси

Район	$\alpha \cdot 10^{-2}$	β	Коэффициент корреляции
I	0,135	0,844	0,64±0,04
II	0,107	0,758	0,49±0,04
III	0,189	0,830	0,65±0,04
IV	0,082	0,901	0,71±0,07

Первый выделенный район включает в себя 23 речных створа бассейнов Западного Буга и Припяти. Второму району соответствуют 29 водосборов Днестра. Район III содержит 20 речных створов Немана, а четвертый район включает 10 водосборов Западной Двины.

Районирование территории Беларуси в зависимости от характера многолетних колебаний годового речного стока приведено на рис. 9.



Рис. 9. Однородные районы по многолетним колебаниям годового стока рек Беларуси.

Таким образом, выполнена первая попытка районирования годового стока на территории Беларуси по трем критериям: по синхронности многолетних колебаний годового стока, по условиям колебания стока рек на основе анализа сходства спектральной плотности среднегодовых расходов воды, по характеру годового колебания стока рек с применением аппарата пространственных корреляционных функций. Результаты трех видов районирования представлены на соответствующих картосхемах. Для выделенных районов по синхронности многолетних колебаний предложены модели определения годового стока мало изученных рек Беларуси. Для четырех районов с однородной ПКФ получены зависимости коэффициента корреляции от расстояния между водосборами.

Установленные различия в структуре многолетних колебаний годового стока рек Беларуси целесообразно учитывать при совершенствовании методов расчета и прогноза речного стока неизученных и слабо изученных рек Беларуси.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Соколов А. А., Чеботарев А. И. Очерки развития гидрологии в СССР. – Л.: Гидрометеиздат, 1970. – 310 с.
2. Филенко Р.А. Гидрологическое районирование Севера европейской части СССР. – Л.: Изд-во Ленингр. ун-та, 1974. – 223 с.
3. Марцинкевич Г.И., Клицунова Н.К., Счастливая И.И., Якушко О.Ф. Теоретические проблемы и результаты комплексного географического районирования территории Беларуси // Выбранные научные работы БДУ. У сямі тамах. – Том 7. – Мн.: БДУ, 2001. – С. 332 – 356.
4. Изменение климата Беларуси и их последствия / В. Ф. Логинов, Г.И. Сачок, В. С. Микуцкий, В. И. Мельник, В. В. Коляда; Под общ. ред. В. Ф. Логинова; Ин-т пробл. использования природ. ресурсов и экологии НАН Беларуси. – Мн.: ОДО «Топик», 2003. – 330 с.
5. Ресурсы поверхностных вод СССР. – Л.: Гидрометеиздат. – Т.5. – ч.1., 1966. – 718 с.
6. Сакович В. М. Районирование территории Северо-Запада Карелии по синхронности многолетних колебаний минимального летне-осеннего стока // Водные ресурсы Северо-Западного региона России. – С.-Пб., 1999. – С. 29 – 31.
7. Исследование и расчеты речного стока / Под ред. В.Д. Быкова. – М.: Издательство московского университета, 1981. – 228 с.
8. Дружинин В. С., Сикан А. В. Районирование территории Северо-Запада РФ по условиям формирования годового стока // Водные ресурсы Северо-Западного региона России.- С.-Пб., 1999. – С. 24 – 29.
9. Марпл - мл. С. Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения / Пер. с англ. – М.: Мир, 1990. – 584 с.
10. Кайсл Ч. Анализ временных рядов гидрологических данных / Пер. с англ. – Л.: Гидрометеиздат, 1972. – 138 с.
11. Пособие к строительным нормам и правилам. П1-98 к СНиП 2.01.14-83 Определение расчетных гидрологических характеристик. Пособие к СНиП 2.01.14-83.- Мн.: РУП «Минсктиппроект», 2000. – 174 с.
12. Казакевич Д. И. Основы теории случайных функций и ее применение в гидрометеорологии. – Л.: Гидрометеиздат, 1977. – 320 с.
13. Рождественский А. В., Чеботарев А. И. Статистические методы в гидрологии. – Л.: Гидрометеиздат, 1974. – 424 с.

Полесский аграрно-экологический институт НАН Беларуси,
Брестский государственный технический университет

БЕЛАРУСИЯ АЙМАҒЫНДА ЖЫЛДЫҚ АҒЫННЫҢ ҚҰБЫЛУ ӨЗГЕШЕЛІГІ БОЙЫНША ТЕРРИТОРИЯНЫ АУДАНДАСТЫРУ

Геогр. ғылымд. канд.

А.А. Волчек

С.И. Парфомук

Мақалада Белорусия аймағын жылдық ағынның көпжылдық өзгерушілігінің синхрондылығы, судың орташа жылдық шығынының спектральды тығыздығының ұқсастығын талдау негізінде өзеннің ағынының өзгешілігі, кеңістік-корреляциялық функциялар аппаратарын қолдану арқылы өзен ағынының жылдық құбылу өзгергіштігі бойынша аудандастыру принциптері қарастырылған.