

$$\left. \begin{aligned} P_n &= v_2 (v_2 + n \cdot v_1)^{n-1} \cdot \exp(-v_2 - n \cdot v_1); \\ v &= \frac{2}{v_i^2}; \quad \lambda = \frac{v}{m_i} \end{aligned} \right\} \quad (17)$$

где  $v_i$  – коэффициент вариации временного пребывания системы в состоянии  $S$ ;  $\lambda$  – интенсивность перехода.

#### СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Лукша В.В., Акулич Я.А., Шведовский П.В. Особенности оптимизации структуры и моделирования генетической

УДК 556.16.048(476)

**Волчек А.А.**

## ХАРАКТЕР СИНХРОННЫХ КОЛЕБАНИЙ СТОКА РЕК БЕЛАРУСИ

Речной сток является одним из расходных элементов водного баланса. Строение и развитие гидрографической сети Беларуси тесно связано с климатическими и геоморфологическими особенностями района. Реки Беларуси принадлежат к типу равнинных рек с преобладанием снегового питания. Режим стока в годовом разрезе характеризуется высоким весенним половодьем, относительно низкой летней меженью, периодическими летними и осенними поводками. В осенне-зимний период обычно наблюдается несколько повышенная водность рек в результате значительных осадков. Средний годовой сток в пределах Беларуси изменяется в небольших пределах: от 130 мм (на юго-востоке) до 210 мм (на северо-западе). Годовой сток на рассматриваемой территории имеет различную изменчивость. Коэффициенты вариации годового стока тесно зависят от площади водосборов и изменяются в пределах от 0,17 до 0,88. Изменчивость месячного стока рек по территории колеблется в больших пределах. Для лимитирующего месяца (июль) изменяется от 0,30 до 1,88. В период весеннего половодья от 0,35 до 1,57, зимняя межень 0,33...1,14.

Анализ пространственной скоррелированности многолетних колебаний речного стока может служить не только средством количественного анализа его пространственной изменчивости, но и позволяет рассчитывать и картографировать различные характеристики водного режима рек в условиях отсутствия или недостаточности гидрометрических наблюдений. Пространственная связанность обусловленная синхронными изменениями метеорологических элементов на больших территориях, определяется воздействиями крупномасштабных атмосферных процессов [1].

Особенность географического положения Беларуси (водораздел Балтийского и Черного морей), а также значительная пестрота подстилающей поверхности и определяют неоднородность распределения ее водных ресурсов и различную степень синхронности колебаний стока рек отдельных районов. Общие закономерности временного хода стока рек Беларуси, согласованность их колебаний ослабевает не только по мере увеличения расстояния между бассейнами, но и в соответствии с неоднородностью подстилающей поверхности и поступлением влажных воздушных масс, формирующих атмосферные осадки и сток.

Общее представление о характере пространственных связей стока дает его пространственная корреляционная функция (ПКФ), характеризующая зависимость коэффициентов корреляции ( $R$ ) от расстояния между центрами тяжести бассейнов выбранных рек ( $\rho$ ). Для построения ПКФ нами были использованы данные о годовом и месячном стоке 42 средних рек

эволюции гео-, эко- и агроэкологических систем. Сб. трудов регион. конф. "Современные проблемы математики и вычислительной техники". – Брест.: БПИ, 1999.

2. Ивченко Б.П., Мартыщенко Л.А. Теоретико-информационные методы пиллиза и статистической интерпретации результатов экологического мониторинга. Сб. докладов Межд. НТК "Экология и развитие Северо-Запада России". – СПб., 1998.
3. Пианка Э. Эволюционная экология. – М., 1981.
4. Шеннок К. Работы по теории информации и кибернетики. – М. – ИЛ., 1963.

Беларуси с продолжительностью наблюдений не менее 35 лет. Поля точек на построенных ПКФ сильно размыты как для месячных интервалов, так и для года в целом. Наибольшая связность поля наблюдается в зимние месяцы и достигает максимума в феврале, ПКФ для этого месяца пересекает ось абсцисс на участке 1800...1900 км. Наименьшая связность отмечена в летние месяцы и для августа она пересекает ось абсцисс на участке 500...600 км, для годовых ПКФ – 600...700 км. Такой разброс является следствием не только различием в водоразделах Балтийского и Черного морей, но и различий положения центров бассейнов по широте и долготе, определяющих разную направленность векторов расстояний между бассейнами к траекториям преобладающих влагопереносов и существенно влияющих на тесноту связи рек. Для рек Северного полушария различия в долготе обуславливают заметную асинхронность колебания стока, тогда как по широте этот эффект достигается меньшей разнице, что определяется различиями природы зонального и меридионального переноса в атмосфере и указывает на анизотропность полей годового стока в отношении их пространственной связности [2].

Несмотря на различие площади водосборов сравниваемых рек, в связи с чем рассматриваемые ПКФ заведомо не однородны, уменьшение связи колебаний водности с увеличением расстояния между бассейнами происходит достаточно плавно. В соответствии с затуханием пространственной связи стока достаточное совпадение его изменений (синхронность) будет иметь место внутри ограниченных районов, размеры которых определяются степенью однородности условий формирования стока.

Годовой цикл эмпирических ПКФ месячных значений гидрологических полей представлены на рисунке 1. Чтобы заведомо не упрощать картину принятием каких-либо гипотез о виде ПКФ, годовой ход представлен не по аппроксимирующим функциям, а изокоррелятами, полученными путем интерполяции эмпирических коэффициентов корреляции.

Рассмотрим годовой цикл пространственной коррелированности стока. Линии регрессии стока вогнуты и для всех месяцев характерна срезка корреляции при нулевом сдвиге, более четко выраженная в летние месяцы. Общая картина годового цикла ПКФ стока сходна с ПКФ атмосферных осадков, потому что режим стока исследуемой территории находится в прямой зависимости от режима осадков.

Наиболее высокая пространственная корреляция наблюдается в период зимней межени (январь, февраль), а для Балтийского склона в декабре. В этот период реки данного региона имеют грунтовое питание, нарушаемое отдельными оттепелями, охватывающими большие территории.

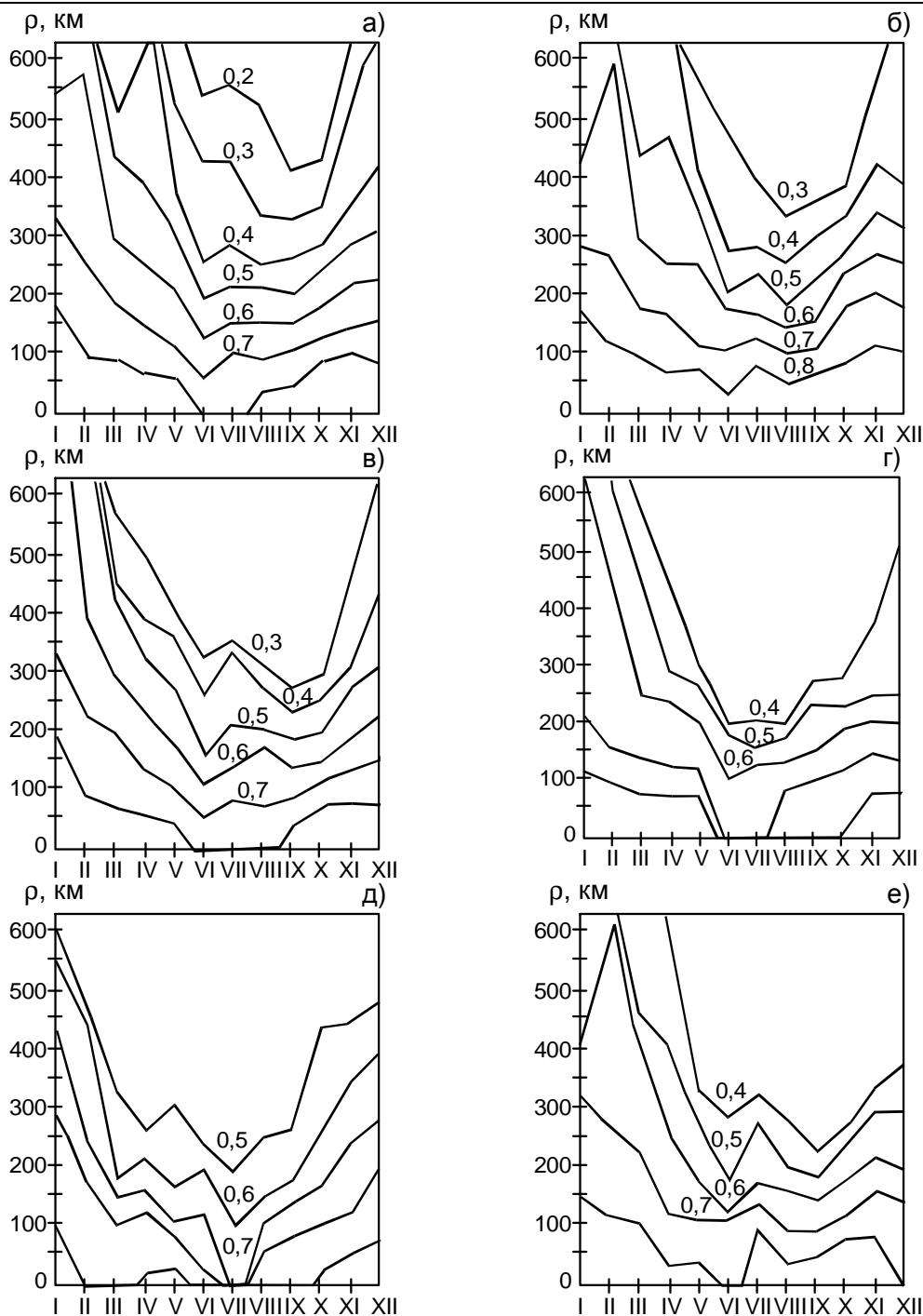


Рисунок 1 - Годовой цикл пространственных корреляционных функций месячных величин стока: а – Беларусь в целом; б – поле ориентировано северо-восток – юго-запад; в – поле ориентировано запад – восток; г – поле ориентировано северо-запад – юго-восток; д – Балтийский склон; е – Черноморский склон.

Несколько меньшая, но достаточно высокая пространственная корреляция речного стока наблюдается и в весенние месяцы, когда происходит половодье. Причем линии регрессии за эти месяцы последовательно понижаются, в той степени как уменьшается доля стока весеннего половодья. Начиная с критического месяца, линии регрессии за последующие месяцы постепенно повышаются.

По результатам проверки поле стока рек Беларуси не может быть признано однородным. По-видимому, это не может быть устранено даже подбором рек близких размеров и водности и является следствием межбассейновых различий. В

пользу этого говорят и различия в разностных интегральных кривых рек бассейнов Черноморского и Балтийского склонов.

Попытка получить однородные ПКФ для различных направлений не дала положительного результата, за исключением направления северо-восток – юго-запад для периодов осреднения декабрь, вегетационный и теплый периоды. Наиболее неоднородны ПКФ северо-запад – юго-восточного направления.

Для увеличения статистической однородности ПКФ территория была уменьшена и ПКФ рассматривались для рек Балтийского и Черноморского склонов (в пределах Беларуси)

отдельно. Сопоставляя полученные эмпирические вероятности с их теоретическими величинами для нормального закона распределения, для рек Балтийского склона они достаточно хорошо согласуются. Некоторые расхождения между теоретическими и эмпирическими вероятностями объясняется случайными флуктуациями эмпирических вероятностей, связанными с ограниченностью объема выборок коэффициентов корреляции. Расхождения между эмпирическими вероятностями и теоретическими их значениями для нормального закона распределения в большинстве случаев находятся в 95%-ой доверительной области.

Таким образом, можно считать, что однородность ПКФ стока рек Балтийского склона почти для всех интервалов осреднения установлена (за исключением мая и июля) отклонения выборочных коэффициентов парной корреляции от осредненной линии  $R=f(\rho)$ , принимаемой за истинную природную зависимость, объясняется случайными колебаниями, связанными с ограниченным числом совместных лет наблюдений, принятых при расчете парных коэффициентов корреляции.

Менее однородны ПКФ стока рек Черноморского склона. Лишь ПКФ месячного стока за сентябрь и декабрь можно считать условно однородными. Уменьшение степени однородности ПКФ рек Черноморского склона, прежде всего, связано с большей пространственной неоднородностью факторов стока, которые прямо связаны с засушливостью климата и большей разнородностью подстилающей поверхности. Кроме того, в этом районе широко развиты водные мелиорации, которые в какой-то степени нарушают естественный водный режим. Для получения однородных ПКФ можно исключить ряд водосборов, на которых аэональные факторы формирования стока оказывают большее влияние, чем общие факторы, характерные для всего рассматриваемого района.

Можно отметить, что ПКФ годового стока плавно уменьшаются в направлении с севера на юг. Определенный интерес представляет сопоставление ПКФ, полученных по разным бассейнам для одной и той же территории. Как было показано в работе [3], выбор рек не влияет на вид ПКФ.

Картина описания полей стока воды с помощью корреляционных функций хотя и наглядна, но все-таки недостаточна для количественной характеристики асинхронности. Требуется четкая и однозначная количественная оценка эффекта асинхронности, как для отдельных пар точек, так и для целых областей.

Эффект асинхронности неоднозначен, его количественная оценка приближена и сложна, тем более, когда она осуществляется во всем диапазоне кривой обеспеченности.

Одним из наиболее простых и надежных методов определения эффекта асинхронности является метод, разработанный [4]. Основное преимущество этого метода заключается в возможности однозначного определения количественных параметров эффекта асинхронности в любых зонах кривой обеспеченности в отдельности и для всей совокупности значений исследуемой величины.

В основу предложенной методики положено определение эффекта асинхронности по совмещенным кривым обеспеченности суммарных хронологического и равнообеспеченного рядов значений величины стока воды.

При построении кривых обеспеченности суммарного равнообеспеченного ряда стока воды располагаются в убывающем порядке и суммируются, затем в зависимости от места, занимаемого каждым членом такого убывающего ряда, ему присваивается соответствующая обеспеченность.

При построении кривой обеспеченности суммарного хронологического ряда, суммирование модульных коэффициентов стока воды производится за соответствующие годы хронологическом порядке, затем выполняется ранжирование

ряда в убывающем порядке. В качестве количественного показателя степени асинхронности стока воды используется отношение:

$$K_{ac} = \frac{\sum_{j=1}^K K_{j_{xp}}(P)}{\sum_{j=1}^K K_{j_{p\sigma}}(P)} \quad (1)$$

Данный прием оценки эффекта асинхронности хотя и прост, но обладает рядом недостатков:

- необходима равномерная и густая гидрометрическая сеть;
- расчет проводится для каждого конкретного случая и требует больших объемов исходных данных и вычислений.

Предлагаемая ниже методика лишена отмеченных недостатков [3]. Сток воды образует поле, которое может быть описано функцией пространственных координат и времени:

$$M_{ij} = M(x_j; y_j; h_i; t_i) \quad (2)$$

Поле стока в определенный промежуток времени рассматривается как выборочные значения реализаций случайного поля. Если исходная точка  $M_{00} = M(x_0; y_0; h_0; t_0)$ , а любая текущая точка  $M_{ij} = M(x_j; y_j; h_i; t_i)$ , то коэффициент пространственной асинхронности стока воды для этих точек будет зависеть от 8 переменных и иметь вид:

$$K_{ac}(P) = f(x_0; y_0; h_0; t_0; x_j; y_j; h_i; t_i) \quad (3)$$

Для стационарных полей введем переменную  $P=t_i-t_0$  (расчетная обеспеченность стока воды) и, считая начало координат в полюсе, введем новые координаты  $X_j=x_j-x_0$ ;  $Y_j=y_j-y_0$  и  $H_j=h_j-h_0$ . Разность отметок точек  $H$ , для которых определяются значения стока воды, вследствие ее малой величины для равнинных территорий, пренебрегаем. Полученную функцию коэффициентов асинхронности стационарного поля можно представить как:

$$K_{ac}(P) = f(x_0; y_0; X_j; Y_j; P) \quad (4)$$

Введем полярные координаты

$$\rho_j = \sqrt{X_j^2 + Y_j^2}; \quad \alpha_j = \arctg\left(\frac{Y_j}{X_j}\right), \text{ получим:}$$

$$K_{ac}(P) = f(x_0; y_0; \rho_j; \alpha_j; P) \quad (5)$$

Для однородных стационарных полей функция пространственной асинхронности (ФПА), как и корреляционная функция, не зависит от координат полюса и не меняется при параллельных его перемещениях, т.е.

$$K_{ac}(P) = f(\rho_j; \alpha_j; P) \quad (6)$$

Для однородных и изотропных полей ФПА зависит только от двух переменных:

$$K_{ac}(P) = f(\rho_j; P) \quad (7)$$

При этом принимает одни и те же значения для любых пар точек с одинаковыми расстояниями, так как такие пары точек всегда могут быть совмещены друг с другом с помощью параллельного переноса, вращения и зеркального отображения.

Как видно из формулы (7) коэффициенты асинхронности зависят только от расстояния и обеспеченности стока воды. Зависимость типа (7) устанавливаются для больших территорий. Для определения количественного эффекта пространственной асинхронности стока воды для любого бассейна,

Таблица 1 - Значение коэффициентов  $\alpha$  и  $\beta$  в формуле (9).

| Параметр                  | Интервал осреднения |       |       |        |               |       |
|---------------------------|---------------------|-------|-------|--------|---------------|-------|
|                           | май                 | июнь  | июль  | август | Теплый период | год   |
| <b>Беларусь в целом</b>   |                     |       |       |        |               |       |
| $\alpha \cdot 10^{-2}$    | -0,30               | -0,35 | -0,35 | -0,42  | -0,25         | -0,22 |
| $\beta$                   | 1,12                | 1,14  | 1,13  | 1,16   | 1,11          | 1,10  |
| <b>Черноморский склон</b> |                     |       |       |        |               |       |
| $\alpha \cdot 10^{-2}$    | -0,31               | -0,28 | -0,27 | -0,37  | -0,24         | -0,21 |
| $\beta$                   | 1,13                | 1,11  | 1,10  | 1,14   | 1,10          | 1,09  |
| <b>Балтийский склон</b>   |                     |       |       |        |               |       |
| $\alpha \cdot 10^{-2}$    | -0,16               | -0,25 | -0,24 | -0,21  | -0,15         | -0,11 |
| $\beta$                   | 1,05                | 1,10  | 1,09  | 1,08   | 1,06          | 1,05  |
| <b>Бассейн Днепра</b>     |                     |       |       |        |               |       |
| $\alpha \cdot 10^{-2}$    | -0,17               | -0,16 | -0,15 | -0,15  | -0,11         | -0,08 |
| $\beta$                   | 1,07                | 1,07  | 1,06  | 1,05   | 1,05          | 1,04  |
| <b>Бассейн Припяти</b>    |                     |       |       |        |               |       |
| $\alpha \cdot 10^{-2}$    | -0,07               | -0,09 | -0,07 | -0,08  | -0,05         | -0,05 |
| $\beta$                   | 1,02                | 1,04  | 1,02  | 1,02   | 1,02          | 1,02  |

Таблица 2 - Коэффициенты асинхронности колебаний элементов водного баланса Беларуси

| Элемент водного баланса | Обеспеченность, % | Интервал осреднения |      |      |        |               |      |
|-------------------------|-------------------|---------------------|------|------|--------|---------------|------|
|                         |                   | май                 | июнь | июль | август | Теплый период | год  |
| Осадки                  | 75                | 1,32                | 1,25 | 1,33 | -      | 1,08          | 1,05 |
|                         | 95                | 1,48                | 1,39 | 1,50 | -      | 1,13          | 1,08 |
| Сток                    | 75                | 1,12                | 1,13 | 1,15 | 1,17   | 1,09          | 1,07 |
|                         | 95                | 1,18                | 1,20 | 1,22 | 1,26   | 1,14          | 1,12 |
| Суммарное испарение     | 75                | 1,08                | 1,11 | 1,12 | -      | 1,05          | 1,04 |
|                         | 95                | 1,13                | 1,18 | 1,20 | 1,20   | 1,09          | 1,07 |

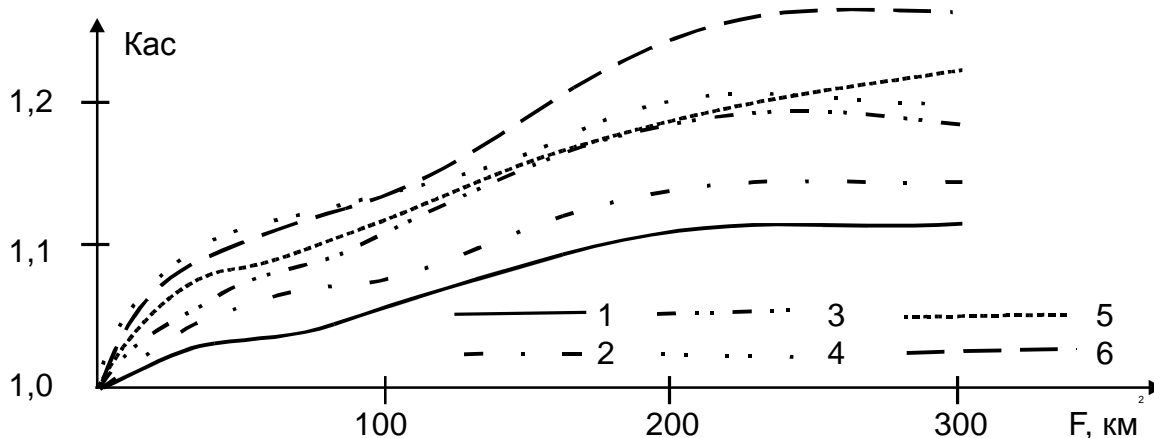


Рисунок 3 - Изменение коэффициентов асинхронности стока рек Беларуси (P=95%) в зависимости от площади водосбора 1 –год; 2 – теплый период; 3 – май; 4 – июнь; 5 – июль; 6 – август

входящего в исследуемую территорию, используются полу-чные ранее зависимости.

Коэффициент пространственной асинхронности стока воды для любого бассейна или территории с учетом их конфигурации может быть определен так:

$$K_{ac}(P) = \frac{1}{A} \int \int_{x_1 y_1}^{x_2 y_2} f(\rho_j; P) dx dy, \quad (8)$$

где  $\rho_j$  – расстояние между гидрометрическими створами, определяемое как функция от  $X, Y; A=(x_2-x_1)(y_2-y_1)$ .

Большой интерес представляет количественная оценка асинхронности стока по территории. При определении асинхронности проведены расчеты как для всей территории Беларуси в целом, так и для отдельных ее частей по зависимости (1). Величина асинхронности стока в зависимости от обеспеченности, колеблется в широком диапазоне. Для стока прослеживается достаточно тесная связь коэффициентов асинхронности от обеспеченности. Как пример на рисунке 2 показан характер зависимости годовых величин стока от обеспеченности. В годы 50 % обеспеченности и близкие к ним коэффициенты асинхронности, как правило, не выходят за

Таблица 3 - Параметры функций коэффициентов асинхронности речного стока

| Параметр                   | Интервал осреднения |         |       |        |       |       |       |
|----------------------------|---------------------|---------|-------|--------|-------|-------|-------|
|                            | январь              | февраль | март  | апрель | май   | июнь  | июль  |
| <b>Обеспеченность 5 %</b>  |                     |         |       |        |       |       |       |
| $K_o(P)$                   | 1,01                | 0,99    | 1,09  | 1,09   | 1,09  | 1,07  | 1,08  |
| $\alpha(P)$                | -0,01               | -0,01   | -0,02 | -0,02  | -0,02 | -0,02 | -0,03 |
| <b>Обеспеченность 95 %</b> |                     |         |       |        |       |       |       |
| $K_o(P)$                   | 0,93                | 0,95    | 0,98  | 0,99   | 0,87  | 0,87  | 0,85  |
| $\alpha(P)$                | 0,02                | 0,02    | 0,02  | 0,02   | 0,04  | 0,04  | 0,04  |

→ продолжение таблицы 3

| Параметр                   | Интервал осреднения |          |         |        |         |       |
|----------------------------|---------------------|----------|---------|--------|---------|-------|
|                            | август              | сентябрь | октябрь | ноябрь | декабрь | год   |
| <b>Обеспеченность 5 %</b>  |                     |          |         |        |         |       |
| $K_o(P)$                   | 1,11                | 1,15     | 1,08    | 1,08   | 1,09    | 1,08  |
| $\alpha(P)$                | -0,04               | -0,02    | -0,02   | -0,02  | -0,02   | -0,02 |
| <b>Обеспеченность 95 %</b> |                     |          |         |        |         |       |
| $K_o(P)$                   | 0,81                | 0,84     | 0,90    | 0,89   | 0,87    | 0,91  |
| $\alpha(P)$                | 0,06                | 0,05     | 0,03    | 0,03   | 0,03    | 0,03  |

пределы точности расчетов. С увеличением (уменьшением) водности года эффект асинхронности увеличивается.

Ввиду значительного разброса точек в поле координат ( $K_{ac}, P$ ) выполнено их упорядочение с помощью однофакторных зависимостей  $K_{ac}=f(P)$ . С достаточной для практики точностью зависимость коэффициентов асинхронности от обеспеченности в диапазоне  $5\% \leq P \leq 95\%$  может быть представлена уравнением типа:

$$K_{ac}(P) = (\alpha \cdot P + \beta)^n, \quad (9)$$

где  $\alpha, \beta$  - эмпирические коэффициенты, зависящие от интервала осреднения и приведены в таблице 1;  $n$  - коэффициент редукции, в нашем случае  $n=-1$ .

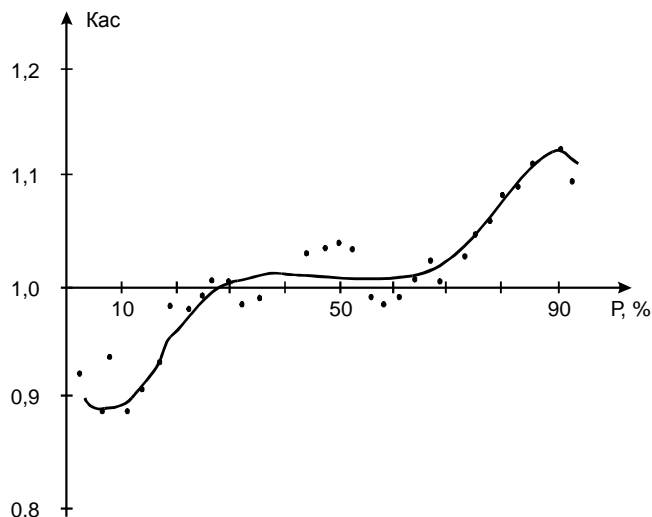


Рисунок 2 - Зависимость коэффициентов асинхронности годового стока от обеспеченности.

В таблице 2 представлены коэффициенты пространственной асинхронности элементов водного баланса Беларуси. Наибольшая асинхронность наблюдается для атмосферных осадков, наименьшая - для суммарного испарения. Коэффици-

циенты асинхронности увеличиваются с уменьшением интервала осреднения.

Асинхронность колебаний элементов водного баланса по месяцам, как правило, больше чем за год и обычно не противоречит тенденции изменений годовых значений. Различия достигают 8...50% и обуславливаются, по нашему мнению, коротким интервалом осреднения по сравнению аналогичными годовыми характеристиками. На месячных величинах отражаются кратковременные аномалии распределения климатических характеристик, влияние которых взаимно компенсируется при осреднении в рамках года в целом. Так эффект асинхронности во внутригодовом разрезе дает объемы стока в 1,5...2 раза больше, чем в целом за год.

Следует отметить, обычное превышение асинхронности для второй половины вегетационного периода. Вероятно, это связано с большей устойчивостью атмосферных процессов в этот период, а также большим различием в напряженности термического режима и влажности атмосферы.

Глобальной причиной асинхронности ее изменения является природный комплекс условий (тип циркуляции атмосферы, рельеф, географическое положение и т.п.). Кроме того, существуют достаточно устойчивые для всей совокупности объединений частные факторы, обуславливающие изменение асинхронности.

По мере увеличения площади объединения растет и асинхронность. Действительно, объединение занимающее значительную территорию, включает в себя тем больше число пунктов с асинхронными колебаниями, чем больше его площадь. На рисунке 3 представлены графики изменения коэффициентов асинхронности в зависимости от площади территории.

Величина асинхронности тем выше, чем меньше разница в самих величинах изменчивости объединенного ряда по сравнению объединяющими рядами. Анализ генезиса и структуры асинхронности на материалах по речному стоку за вековой период подтверждает данное положение.

На основании анализа пространственно-временных колебаний речного стока установлены устойчивые связи коэффициентов асинхронности от расстояния и обеспеченности, которые аппроксимируются зависимостями типа:

$$K_{ac}(P) = K_0(P) \cdot (\rho + 1)^{\alpha(P)}, \quad (10)$$

где  $K_0(P)$  - значение коэффициента асинхронности при  $\rho=1$   $K_0(P) \rightarrow 1$ ;  $\alpha(P)$  - эмпирический коэффициент, зависящий от интервала осреднения и обеспеченности.

Значения параметров  $K_0(P)$  и  $\alpha(P)$  приведены в таблице 3.

Зная расстояние между водосборами, по формуле (10) можно определить асинхронность, вызванную глобальными причинами. Для определения асинхронности стоковых характеристик по территории необходимо проинтегрировать функцию (10) по площади (формула 8). После интегрирования, не сложных преобразований и некоторых упрощений, получим зависимость коэффициентов асинхронности для некоторой территории:

$$\overline{K_{ac}}(P) = K_0(P) \cdot (F + 1)^{0.5 \cdot \alpha(P)}, \quad (11)$$

где  $F$  - площадь водосбора, км<sup>2</sup>.

УДК 551.579.5 (476)

**Волчек А.А., Шпендик Н.Н.**

## СТАТИСТИЧЕСКАЯ СТРУКТУРА ПОЛЯ БАЛАНСА ЕСТЕСТВЕННОГО УВЛАЖНЕНИЯ БЕЛАРУСИ

Сведения о водном балансе естественного увлажнения почвы представляют большую ценность при решении целого ряда научно-практических задач. Вопросы мелиорации, водно-балансовые расчеты, оценка влагообеспеченности сельскохозяйственных растений, определение сроков сева и способа уборки урожая, проходимость автотракторной техники вот далеко не полный перечень тех важных задач, которые могут быть решены только при наличии сведений о влажном режиме почв. Сведения о балансе естественного увлажнения почвы крайне необходимы при решении задач моделирования и прогноза засушливых явлений погоды, а также погодных ситуаций, представляющих определенную опасность для сельскохозяйственного производства (эрозийно-опасное состояние почвы, предпосылки к вымоканию, полеганию и болезням сельскохозяйственных культур).

Существо перечисленных выше задач требует при их решении наличия сведений о влажности почвы не в точке, а на некоторой площади, величина которой зависит как от характера решаемой задачи, так и от природы поля баланса естественного увлажнения почвы.

По своей сущности влажность почвы представляет собой сложное природное формирование, в основе которого лежит процесс рандомизации. Суть, которого заключается в суммировании всех случайно действующих факторов, определяющих условия формирования водного режима почв. Процесс рандомизации приводит к тому, что значения баланса естественного увлажнения почвы в различных точках территории имеют характер случайных величин и проявляются в виде дискретного случайного поля.

Поле баланса естественного увлажнения почвы является исключительно сложным природным формированием с отчетливо выраженным сезонным и годовым ходом. Влажный режим почвы формируется под совокупным влиянием как погодных условий (осадки, температура, влажность воздуха и др.), так и целого ряда гидрофизических и агрометеорологических элементов и факторов, таких как глубина залегания грунтовых вод, механический состав и тип почв, рельеф местности и др.

Представленные результаты исследований показывают на наличие статистически значимой пространственно-временной асинхронности стока рек Беларуси. Величина коэффициентов асинхронности зависит от ряда причин и колеблется в пределах 4...50%.

### СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Христофоров А.В. Роль синхронных колебаний речного стока при обобщении его пространственных закономерностей // Вестн. МГУ. Сер. геогр. - 1986.
2. Лобанов С.А. Анизотропность полей годового стока рек в отношении их пространственной корреляции // Расчеты речного стока. - СПб. - 1995.
3. Волчек А.А., Плужников В.Н. Пространственно-временные колебания элементов водного баланса (на примере Белоруссии) // Водные ресурсы, 1991. - №5. - С.21 - 29.
4. Сомов Н.В. асинхронность колебаний стока крупных рек СССР // Метеорология и гидрология. - 1963. - №5. - С. 14 - 21.

Поле баланса естественного увлажнения почвы, с точки зрения существа и информативности этого случайного природного формирования, в общем случае может быть рассмотрено как дискретно-случайный комплекс значений баланса естественного увлажнения почвы, ограниченный в каждом конкретном случае размерами изучаемой территории и мощностью рассматриваемого слоя.

Стохастическая природа поля предопределяет использование в качестве подхода к его описанию аппарата математической статистики, базирующегося на законах теории случайных функций. Такой подход к исследованию структуры баланса естественного увлажнения почвы позволяет вскрыть его общие свойства, характерные для территорий определенного масштаба во времени.

При этом использовано два подхода к решению проблемы с помощью: классических методов математической статистики (законов распределения, статистических моментов); аппарата корреляционной теории случайных функций.

Факт изменения одной случайной величины в зависимости от другой содержит две компоненты: стохастическую и случайную. В том случае, когда случайные величины связаны между собой зависимостью, это указывает на наличие стохастической компоненты. Случайная же компонента характеризует каждое случайное событие по комплексу основных, присущих только данному событию факторов. Если стохастическая компонента отсутствует, то случайные величины независимы. Отсутствие или наличие стохастической связи между случайными величинами в значительной степени предопределяет один из возможных вариантов подхода к исследованию статистической структуры поля баланса естественного увлажнения почвы.

Огромное значение при решении задачи исследования структуры поля баланса естественного увлажнения почвы принадлежит исходной информации по влажному режиму почвы. Исходная информация предопределяет не только методы исследования, но от нее в огромной мере зависит качество итога исследования. Поэтому прежде чем приступить к описанию статистической структуры поля, проанализируем