

ВОДНЫЕ РЕСУРСЫ И РЕЖИМ ВОДНЫХ ОБЪЕКТОВ

УДК 556.13(476)

КОЛЕБАНИЯ ГОДОВОГО СТОКА ВОДЫ РЕКИ НЕМАН У ГОРОДА ГРОДНО

© 2005 г. В. Ф. Логинов*, А. А. Волчек**

*Институт проблем использования водных ресурсов и экологии Национальной академии наук Беларуси
220114 Минск, Староборисовский тракт, 10

**Полесский аграрно-экологический институт Национальной академии наук Беларуси
224020 Брест, ул. Московская, 204

Поступила в редакцию 15.10.2004 г.

Изложены результаты исследования устойчивости выборочных оценок статистических параметров для различных отрезков исходного временного ряда годовых расходов воды р. Неман у г. Гродно за 1808–2000 гг. Рассмотрены отрезки ряда, отличающиеся степенью антропогенного воздействия на сток и типом атмосферной циркуляции. Отмечено наличие статистически значимых изменений в динамике годового стока р. Неман, обусловленных как естественно-климатическими, так и антропогенными изменениями гидрологического цикла.

В настоящее время все практические методы гидрологических и водохозяйственных расчетов базируются на принятии гипотезы стационарности естественного процесса многолетних колебаний годового стока, т.е. возможности переноса режимных характеристик, определенных в прошлом, в будущее в их неизменном виде. Хотя опыт проектирования и эксплуатации многочисленных гидротехнических и водохозяйственных объектов показал допустимость данного приема, статистическая концепция описания многолетних колебаний речного стока в ее традиционной интерпретации не может быть признана перспективной при разработке методов прогнозирования стока [1]. Во-первых, предел предсказуемости стохастических моделей годового стока на основе марковской последовательности первого порядка равен одному-двум годам при обеспеченности прогноза $\leq 60\%$ [2]. Во-вторых, в результате возрастающей антропогенной нагрузки, глобального изменения климата и других факторов могут измениться статистические параметры временных рядов.

Разработка многомерных эмпирико-статистических моделей с использованием уравнений множественной регрессии явилась дальнейшим развитием концепции случайности применительно к анализу и прогнозу значений временных корреляций годового стока в многомерном пространстве вектора-предиктора, выявленных в предшествующий период с помощью уравнений множественной линейной регрессии, кусочно-линейных уравнений линейной регрессии, нейронных сетей и др. Для определения прогнозных значений стока необходимо доказательство возможности распространения выявленных зависимостей на прогно-

зируемый период и требуется прогноз самого вектора-предиктора, что является не менее сложной задачей, особенно для значительного периода [1].

МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДИКА ИССЛЕДОВАНИЯ

Одна из задач исследования – оценка стационарности временных рядов годового стока рек с различной степенью антропогенной нагрузки. Для этого использовался временной ряд годовых расходов воды р. Неман у г. Гродно, одной из основных рек Беларуси. Неман является типичной трансграничной рекой Европы, протекающей по территории двух государств (Беларуси и Литвы) и может служить полигоном для оценки различных изменений режима стока. Длина исследуемого временного ряда составляет 193 года (с 1808 по 2000 г.). Она складывается из наблюдений по створу за 1877–2000 гг. и продленной с помощью компьютерного программного комплекса “Гидролог” [3] части за 1808–1876 гг. с привлечением рек-аналогов (р. Неман у г. Смалнинкай и р. Рейн). Уравнение регрессии временных рядов р. Неман у г. Гродно $Q_{Гр.}(t)$ и г. Смалнинкай $Q_{См.}(t)$ имеет вид

$$Q_{Гр.}(t) = 0.318Q_{См.}(t) + 23.9. \quad (1)$$

Коэффициент корреляции при 123 совместных годах наблюдений $r = 0.74$, что значительно больше критического значения $r_{кр} = 0.23$. Используя р. Рейн как реку-аналог, было восстановлено четыре годовых расхода (1808–1811 гг.), при этом продлевался временной ряд годовых расходов р. Неман у г. Смалнинкай, а затем у г. Гродно. При 146 совместных годах наблюдений коэффициент корреляции $r = 0.44$, что также больше критического.

Таблица 1. Основные статистические характеристики годового стока р. Неман у г. Гродно

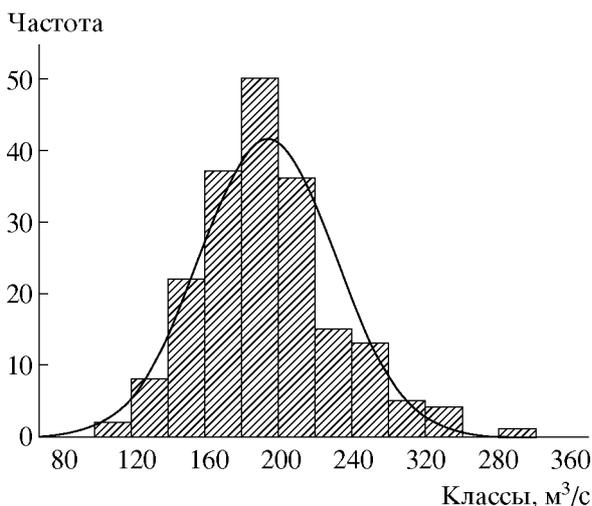
Годы	Количество лет наблюдений	Норма стока, \bar{Q} , м ³ /с	Коэффициент вариации C_v	Коэффициент асимметрии C_s	Коэффициент автокорреляции $r(1)$
1877–2000	124	197	0.18	0.87	0.15
1808–2000	193	194	0.19	0.63	0.19
1808–1876	69	191	0.21	0.41	0.23

Систематическое преуменьшение дисперсий исключалось путем дополнительного расчета погодичных (Q_i') значений по формуле [4]

$$Q_i' = \frac{Q_i - \bar{Q}_{n'}}{r} + \bar{Q}_{n'}, \quad (2)$$

где Q_i – погодичные значения гидрологической характеристики, рассчитанные по уравнению регрессии; $\bar{Q}_{n'}$ – среднее значение гидрологической характеристики за совместный период наблюдений.

В табл. 1 представлены выборочные оценки основных статистических параметров рассматриваемых временных рядов годового стока за 1877–2000 и продленного ряда за 1808–2000 гг. Эмпирические кривые обеспеченности для обоих периодов соответствуют распределению Пирсона III типа при $C_s = 3C_v$. Поскольку функция распределения вероятностей годового стока при таких оценках параметров незначительно отличается от функции нормального распределения, применение параметрических критериев для проверки статистических гипотез можно считать допустимым. Гистограмма, построенная для годовых расходов воды, свидетельствует о том, что распределение близко к нормальному (рис. 1).

**Рис. 1.** Гистограмма распределения годовых расходов воды р. Неман у г. Гродно.

Незначительное расхождение параметров рассматриваемых периодов позволяет считать их выборками из одной генеральной совокупности. Этот же вывод подтверждают результаты сравнения оценок выборочных средних и дисперсий рядов с использованием критериев Стьюдента и Фишера, которые показали, что различия оценок этих параметров статистически незначимы. Кроме того, коэффициент автокорреляции свидетельствует о статистически достоверной корреляции между стоком смежных лет ($r(1) = 0.19$). Проверка гипотезы о независимости годового стока с помощью критерия Стьюдента показала ее непригодность для исходного временного ряда 1808–2000 гг. Таким образом, использование временного ряда годовых расходов воды р. Неман у г. Гродно за 1808–2000 гг. вполне корректно.

На рис. 2 представлен гидрограф годовых расходов воды р. Неман у г. Гродно, на котором прослеживается цикличность колебаний водности.

АНАЛИЗ ОДНОРОДНОСТИ РЯДОВ СТОКА

Рассмотрим устойчивость выборочных статистик (средних, коэффициентов вариации и автокорреляции) при изменении периодов осреднения применительно к годовым расходам воды р. Неман у г. Гродно за 1808–2000 гг. ($n = 193$ г.). Использовались три версии исследуемого временного ряда: фактическая (наблюденная), восстановленная (продленная) и антропогенная (период массовых мелиорации). В табл. 2 приведены основные статистические параметры этих интервалов исследуемого временного ряда, а в табл. 3, матрица статистических критериев Стьюдента и Фишера и их критические значения.

Анализ средних значений годовых расходов воды для трех рассматриваемых периодов показывает, что нет оснований отвергать нулевую гипотезу, а различия средних величин нужно признать несущественными. В то же время для дисперсий нулевая гипотеза может быть принята только между 1808–1876 и 1877–1964 гг. Для других сочетаний нулевая гипотеза о равенстве дисперсий должна быть отвергнута. Таким образом, размах колебаний годовых расходов воды р. Неман у г. Гродно за 1964–2000 гг. статистически значимо отличается от двух предыдущих в меньшую сторону. Различия в коэффициентах автокорреля-

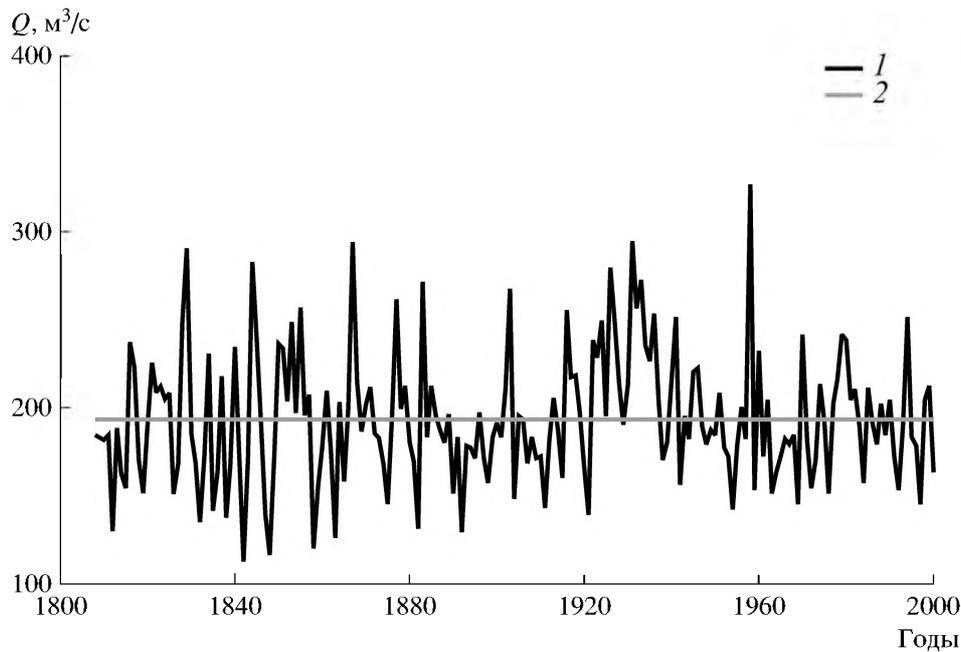


Рис. 2. Гидрограф годового стока воды р. Неман у г. Гродно. 1 — линия гидрографа, 2 — норма годового стока.

ции с использованием критериальной статистики на 5%-ном уровне значимости не установлено [5].

При изучении закономерностей многолетних колебаний речного стока несомненный интерес представляет совместный анализ динамики стока и обобщенных характеристик циркуляции атмосферы. В качестве последних обычно используется классификация Г.Я. Вангенгейма—А.А. Гирса, основанная на трех формах циркуляции W (западной), E (восточной) и C (меридиональной) [1]. Подробно этот вопрос для метеорологических рядов рассмотрен в [6], где приведен их полный анализ. В настоящей работе остановимся на связи годовых расходов р. Неман у г. Гродно с типом атмосферной циркуляции. Как видно из табл. 4, диапазон изменения характеристик годового стока весьма значителен и крайние его значения существенно больше (меньше) аналогичных значений для n -летних периодов исходного ряда.

Проверка гипотезы об однородности рассматриваемых параметров годового стока для периодов с разными типами циркуляции основана на использовании критериев Стьюдента и Фишера. Как показал анализ, для некоторых отрезков расхода в параметрах существенны и могут быть признаны статистически достоверными. Подробная характеристика различий в рассматриваемых периодах приведена в табл. 5. По математическому ожиданию статистически различимы: 1929–1939 гг. (E) и 1965–1988 гг. (E); 1929–1939 гг. (E) и 1881–1890 гг. (C); 1929–1939 гг. (E) и 1891–1928 гг. (W); 1929–1939 гг. (E) и 1989–2000 гг. (W) Годы 1929–1939 гг. (E) являются самыми многоводными, поэтому

они отличаются от большинства других лет, в том числе и от 1965–1988 гг. (E) с аналогичным типом циркуляции. Если расположить периоды типов атмосферной циркуляции по убыванию водности годовых расходов воды р. Неман, то получается следующая картина: $E - C - W - E - E + C - C - W$. Рассматриваемые участки более разнородны по дисперсиям. Наибольшая дисперсия, которая статистически различима со всеми из рассматриваемых периодов, наблюдается у периода 1949–1964 гг. ($E + C$). Кроме того, статистически различимые дисперсии наблюдаются в 1929–1939 гг. (E) и 1881–1890 гг. (C); 1929–1939 гг. (E) и 1891–1928 гг. (W); 1989–2000 гг. (W) и 1940–1948 гг. (C); 1989–2000 гг. (W) и 1968–1988 гг. (E) гг. Различий в коэффициентах автокорреляции при использовании критериальных статистик установить не удалось, хотя в некоторых случаях коэффициенты автокорреляции приближаются к критическим, но не превышают их. Это

Таблица 2. Основные статистические параметры годовых расходов воды временного ряда р. Немана у г. Гродно для различных интервалов

Годы	Статистические параметры				
	N , лет	$Q_{\text{ср}}$, м ³ /с	$\sigma_{Q_{\text{ср}}}$, м ³ /с	C_v	$r(1)$
1808–1876	69	191	40.1	0.21	0.23
1877–1964	88	199	37.8	0.19	0.16
1965–2000	36	191	26.7	0.14	0.06

Таблица 3. Статистические критерии (числитель) для различных интервалов временного ряда годовых расходов воды р. Неман у г. Гродно и их критические значения (знаменатель) (здесь и в табл. 5 выделенные жирным шрифтом значения статистически значимы, прочерк – критерий отсутствует)

Годы	1877–1964 гг.			1965–2000 гг.		
	<i>t</i> -критерий для средних	<i>F</i> -критерий для дисперсий	Критериальная статистика для автокорреляции	<i>t</i> -критерий для средних	<i>F</i> -критерий для дисперсий	Критериальная статистика для автокорреляции
1808–1876	1.32/1.98	1.11/1.45	0.44/1.96	0.08/1.99	2.12/1.67	0.82/1.96
1877–1964	–	–	–	1.27/1.99	1.91/1.65	0.49/1.96

Таблица 4. Основные статистические параметры годовых расходов воды р. Немана у г. Гродно для различных периодов

Годы	<i>n</i> , лет	Тип атмосферной циркуляции	Статистические параметры			
			Q_{cp} , м ³ /с	$\sigma_{Q_{cp}}$, м ³ /с	C_v	$r(1)$
1881–1890	10	<i>C</i>	189	35.6	0.19	–0.38
1891–1928	38	<i>W</i>	194	35.0	0.18	0.26
1929–1939	11	<i>E</i>	228	37.7	0.17	0.47
1940–1948	9	<i>C</i>	202	27.0	0.13	–0.17
1949–1964	16	<i>E + C</i>	190	41.7	0.22	–0.26
1965–1988	24	<i>E</i>	193	26.7	0.14	0.12
1989–2000	12	<i>W</i>	188	27.6	0.15	–0.05

Таблица 5. Статистические критерии (числитель) для различных интервалов временного ряда годовых расходов воды р. Немана у г. Гродно и их критические значения (знаменатель)

Годы	<i>t</i> -критерий для средних	<i>F</i> -критерий для дисперсий	Критериальная статистика для автокорреляции	<i>t</i> -критерий для средних	<i>F</i> -критерий для дисперсий	Критериальная статистика для автокорреляции
1891–1928 гг.			1929–1939 гг.			
1881–1890	0.44/2.14	1.12/2.14	1.60/1.96	2.33/2.09	0.90/0.32	1.76/1.96
1891–1928	–	–	–	2.51/2.13	0.82/0.48	0.62/1.96
1940–1948 гг.			1949–1964 гг.			
1881–1890	0.87/2.11	1.72/3.39	0.41/1.96	0.12/2.08	0.76/0.33	0.29/1.96
1891–1928	0.69/2.14	1.53/3.05	0.99/1.96	0.32/2.06	0.68/0.51	1.64/1.96
1929–1939	1.67/2.10	1.91/3.35	1.26	2.31/2.09	0.84/0.35	1.73/1.96
1940–1948	–	–	–	0.80/2.07	0.44/0.31	0.19/1.96
1965–1988 гг.			1989–2000 гг.			
1881–1890	0.32/2.16	1.90/2.32	1.19/1.96	0.06/2.11	1.69/2.90	0.69/1.96
1891–1928	0.19/2.00	1.69/1.93	0.53/1.96	0.67/2.07	1.51/2.54	0.84/1.96
1929–1939	2.65/2.13	2.11/2.27	0.94/1.96	2.75/2.10	1.88/2.85	1.15/1.96
1940–1948	0.83/2.14	1.11/2.37	0.63/1.96	1.13/2.11	0.99/0.30	0.23/1.96
1949–1964	0.19/2.07	2.51/2.13	1.10/1.96	0.21/2.06	2.24/2.72	0.50/1.96
1965–1988	–	–	–	0.52/2.08	0.89/0.45	0.43/1.96

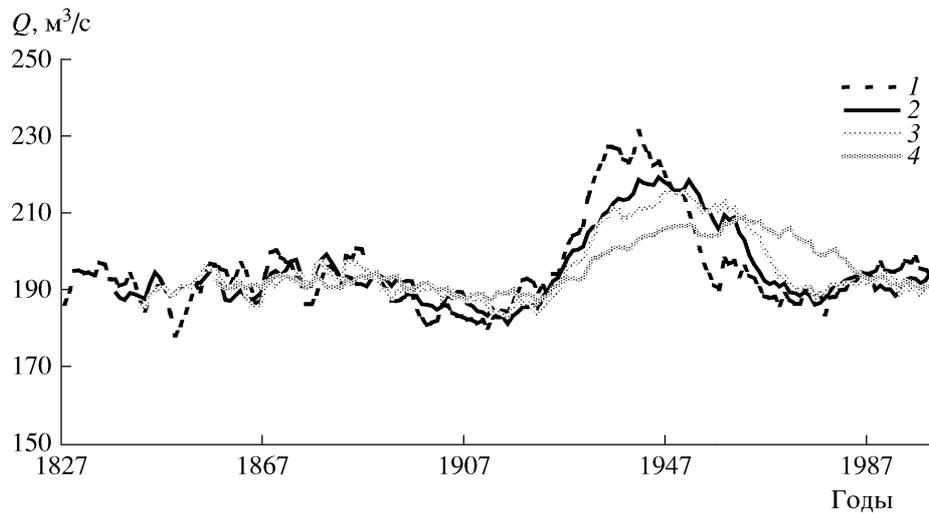


Рис. 3. Динамика скользящих средних за различные периоды осреднения годовых расходов воды р. Неман у г. Гродно (здесь и на рис. 4 1 – 20, 2 – 30, 3 – 35, 4 – 50 лет).

обусловлено недостаточной длиной рассматриваемых периодов.

Таким образом, анализируемый ряд годовых расходов воды р. Неман у г. Гродно неоднороден по математическому ожиданию и дисперсии.

В то же время можно полагать, что для отдельных временных периодов с преобладанием того или иного типа атмосферной циркуляции выполняются условия стационарности. Переход же от одного состояния к другому происходит в естественных условиях под воздействием внешних климатических факторов, существенно изменяющих соотношение между осадками и испарением в пределах территории бассейна Немана. В итоге можно сделать вывод, что многолетние колебания стока р. Неман вызваны климатическими факторами, причина которых кроется в процессах крупномасштабного влаго-обмена E ; системе океан–атмосфера–суша [1].

АНАЛИЗ ЦИКЛИЧНОСТИ РЯДОВ СТОКА

Параллельно с концепцией случайности многолетних колебаний годового стока используется концепция цикличности. Сложность в использовании циклов для прогноза стока заключается в их аперриодичности, так как фаза, амплитуда и длительность цикла меняются без видимых закономерностей. Кроме того, пока нет единого мнения о природе этих циклов: отсутствует объективная методика выделения и анализа циклов водности рек. Считается, что циклы обусловлены либо влиянием внешних (космофизических факторов), либо автоколебательными процессами в системе атмосфера–гидросфера Земли, либо естественными свойствами любой случайной последовательности.

По выборкам различной длины оценивались статистические параметры стока и исследовалась степень их изменения от выборки к выборке. Выборки строились как участки исследуемых рядов, отличающиеся начальной точкой и длиной. В частности, рассматривались отрезки ряда, отличающиеся степенью антропогенного воздействия на сток и типом атмосферной циркуляции. Были определены статистические параметры для отрезков исходного ряда, полученные в результате процедуры скользящего 20-, 30-, 35- и 50-летнего осреднения. Проверка однородности выборочных статистических параметров осуществлялась с помощью тестовых критериев Стьюдента и Фишера [7].

Как видно из рис. 3, 4 крайние значения математического ожидания различных периодов осреднения имеют существенный размах. Это обусловлено многогодным периодом в 20–40-е гг. прошлого столетия и вносит существенные отличия в оценки статистических параметров рассматриваемого временного ряда. Это подтверждает проверка гипотезы однородности рассматриваемых статистических параметров для различных периодов сглаживания, которая признает, что расхождения в этих параметрах могут быть признаны статистически достоверными во всех рассматриваемых случаях при доверительной вероятности 5%. Сопоставление многолетних скользящих изменений средних и дисперсий показывает их слабую синхронность. Наибольшая дисперсия отмечается в середине XIX столетия когда средние значения стока не были экстремальными. Многогодный период второй четверти XX столетия совпал с повышенной изменчивостью стока. Высокая изменчивость стока в 30–70-е гг. XX столетия приходится как на большую, так и малую водность. От-

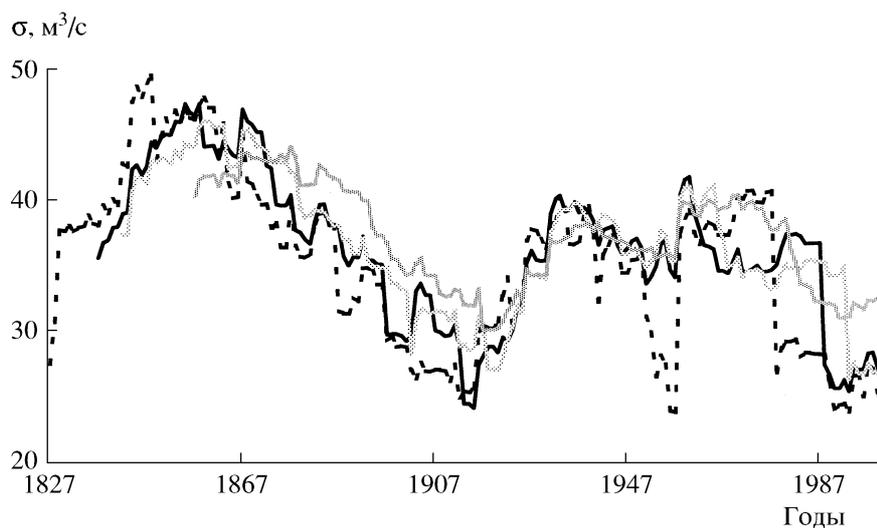


Рис. 4. Динамика скользящих дисперсий за различные периоды осреднения годовых расходов воды р. Неман у г. Гродно.

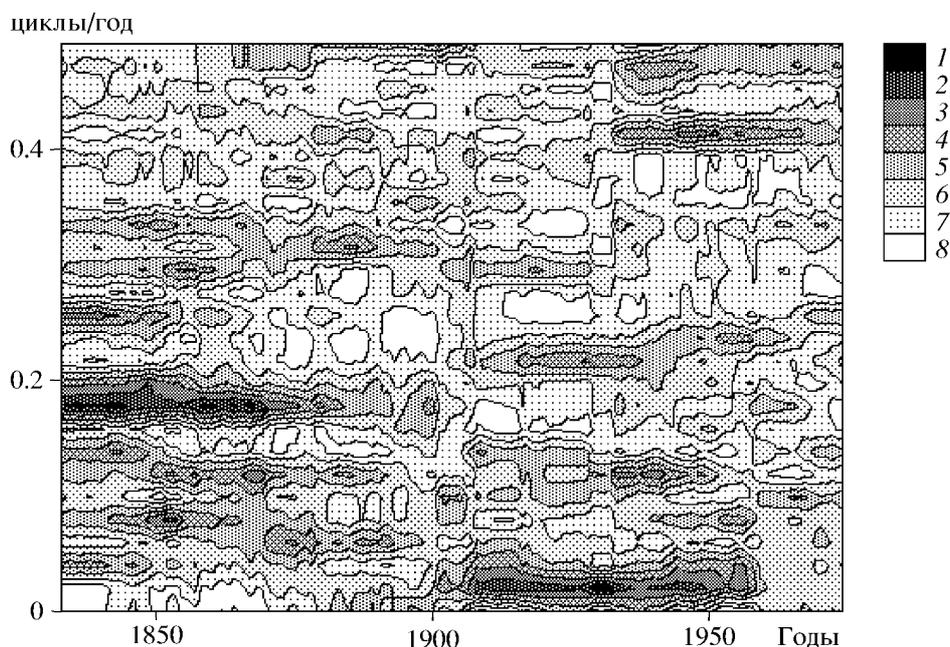


Рис. 5. СВАН-диаграмма годовых расходов воды р. Неман у г. Гродно (длина скользящего окна – 50 лет). 1 – 30.5, 2 – 26.7, 3 – 22.9, 4 – 19.1, 5 – 15.3, 6 – 11.5, 7 – 7.65, 8 – 3.85.

мечаются определенная синхронность изменения скользящих дисперсий и векового хода солнечной активности. Максимумы векового цикла солнечной активности приходятся соответственно на 30–50-е гг. XIX и вторую половину XX, а минимум – на конец XIX – начало XX столетий. Это может свидетельствовать о возрастании изменчивости гидрологических характеристик при высокой солнечной активности.

Проведение более тонких исследований амплитудно-частотных характеристик процесса требует спектрального анализа. Для обнаружения характерных ритмов, анализа их устойчивости, или наоборот, изменчивости во времени, авторами использована процедура спектрально-временного анализа (СВАН), который представляет собой спектральный анализ в скользящем временном окне. Длина окна выбирается исходя из требований получить данные о гармониках в наиболее

Таблица 6. Критерии нестационарности процесса и выбора модели

АКФ	ЧАКФ	Вид модели
Экспоненциально затухает	Высокое значение лишь при $\tau = 1$	Авторегрессия первого порядка (АР(1))
Форма затухания в виде синусоидальной волны или экспоненты	Высокое значение лишь при $\tau = 1$, $\tau = 2$	Авторегрессия второго порядка (АР(2))
Высокое значение при $\tau = 1$, остальные значения нулевые	Экспоненциально затухает или осциллирует с изменением знака	Скользящее среднее первого порядка (СС(1))
Высокое значение при $\tau = 1$ и $\tau = 2$, остальные значения нулевые	Форма синусоидальной волны или экспоненты	Скользящее среднее второго порядка (СС(2))
Экспоненциально затухает, начиная с $\tau = 1$ (затухание может быть монотонным или осциллирующим)	Экспоненциально затухающие значения ординат либо монотонно осциллирующие	Авторегрессия и скользящее среднее первого порядка (АР СС(1))

широком частотном диапазоне, из требуемой детальности фактического частотного состава процесса. При малом окне теряется информация о низких частотах, а при большом СВАН-диаграмма становится слишком зарегулированной. В данном случае величина временного окна принята равной 50 годам (рис. 5), что обусловлено методическими соображениями. Эта величина составляет примерно одну треть длины имеющегося временного ряда, что позволяет проследить изменчивость статистических свойств и является достаточно большой, чтобы усреднить влияние известных климатических факторов, например, 11-летней периодичности солнечной активности [8].

Анализ рис. 5 позволил констатировать наличие квазидвухлетнего цикла 2.13–2.44 (1925–1975 гг.), мощного 5,5-летнего цикла во второй половине XIX, 8-летнего цикла, особенно выраженного во второй половине XIX и 10–50-е гг. XX столетий. Цикл, близкий по длительности к 30-летнему (брюкнеровскому), проявляется в 1900–1960 гг.

Как показала практика применения спектральных анализов и методов отыскания скрытых периодичностей, модели прогноза не дали положительного результата [2]. К числу слабых сторон такого подхода, помимо неустойчивости циклов, относится и возможность их физической (генетической) интерпретации. Последнее характерно для всех методов, разработанных в рамках статистической концепции.

В связи с тем, что оба критерия дают сравнимые результаты, использование принципа цикличности (квазипериодичности) при анализе и прогнозе многолетних колебаний годового стока допустимо.

ПОСТРОЕНИЕ ПРОГНОЗНЫХ МОДЕЛЕЙ

Когда тренд явно не выражен, необходимо рассматривать совместно выборочные автокорреляционную (АКФ) и частную автокорреляционную (ЧАКФ) функции данного процесса, с помощью которых определяется характер изменения годового стока рек. При этом используются следу-

ющие критерии оценки степени нестационарности процесса и выбора модели [1, 9], приведенные в табл. 6.

В данном случае АКФ и ЧАКФ имеют значительную величину при $\tau = 1$, тогда как все остальные значения их ординат статистически незначимы и характеризуются чередованием положительных и отрицательных значений (рис. 6).

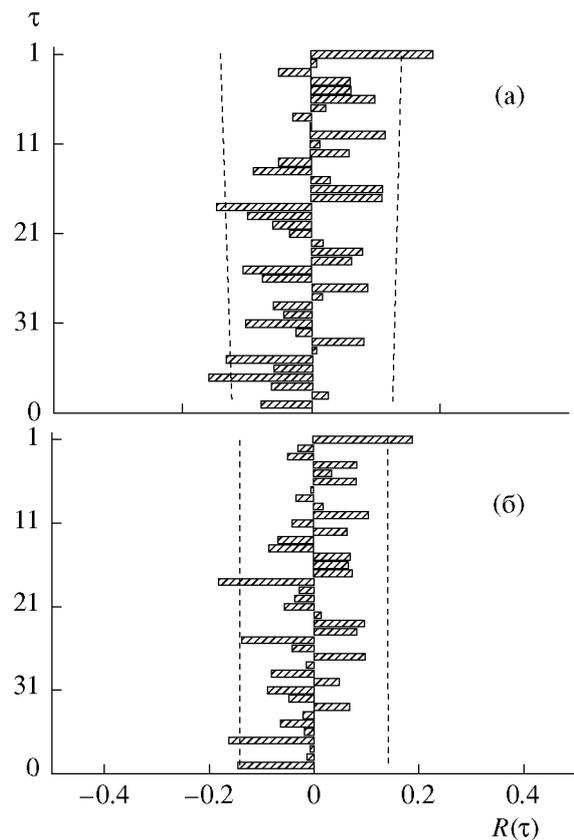


Рис. 6. АКФ (а) и ЧАКФ (б) годовых расходов воды р. Неман у г. Гродно (прерывистые линии – границы статистически значимых коэффициентов автокорреляции).

Следовательно, рассматриваемый процесс годового стока может быть идентифицирован моделью АР (1) следующего вида:

$$Q(t) = Q_{cp} + r(1)[Q(t-1) - Q_{cp}] + \xi(t), \quad (3)$$

где $Q(t)$ и $Q(t-1)$ м³/с – годовые расходы воды в t -й и предшествующий ему $(t-1)$ -й годы; $\xi(t)$ – гауссовский “белый шум” с нулевым средним и $\sigma_\xi = \sigma_Q \sqrt{1 - r(1)^2}$.

В соответствии с уравнением (1) для временно-го ряда годовых расходов воды р Неман у г. Гродно при $r(1) = 0.19$ и $Q_{cp} = 194$ м³/с (табл. 1), а также $\sigma_\xi = 36.19$ м³/с и $\sigma_Q = 36.86$ м³/с

$$Q(t) = 0.19Q(t-1) + 157 + \xi(t).$$

Проведенная оценка степени однородности основных статистических характеристик годового стока р. Неман у г. Гродно за почти 200-летний период позволяет сделать вывод о наличии статистически значимых изменений в динамике среднелетнего годового стока и его дисперсии обусловленных естественными климатическими изменениями гидрологического цикла. Так как $Q_{cp} \neq \text{const}$ и $\sigma_{Q_{cp}} \neq \text{const}$, можно сделать вывод о стационарности процесса стока лишь на отдельных отрезках периода наблюдений. В этом случае практический интерес представляет выявление закономерностей в динамике основных гидрологических характеристик: плавного возрастания или убывания (монотонный тренд), периодических изменений (циклический тренд), постоянства в течение каких-то периодов времени и резкого изменения при переходе от одного отрезка к другому (ступенчатый тренд). Все эти ситуации могут быть описаны полиномиальной аппроксимацией тренда вида [1]

$$Q_{cp}(t) = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i \phi_i(t), \quad (4)$$

где $\phi_1(t), \dots, \phi_k(t)$ – заданные функции времени; a_0, \dots, a_k – коэффициенты регрессии.

Функции времени могут быть либо линейными, степенными, показательными или логарифмическими при монотонном тренде, либо тригонометрическими при циклическом и кусочно-постоянными при ступенчатом тренде. Во всех этих случаях параметры a_0, \dots, a_k оцениваются по имеющемуся ряду наблюдений X_1, \dots, X_n .

Результаты исследования закономерностей многолетних колебаний годовых расходов воды р. Неман у г. Гродно позволяют считать надежно установленным наличие определенной связи стока смежных лет. Это служит основанием для описания годовых расходов воды в виде простой цепи Маркова, т. е.

$$Q(t) = r(1)Q(t-1) + \xi(t). \quad (5)$$

где $Q(t)$ – расход воды текущего года; $Q(t-1)$ – расход воды в предшествующий год; $\xi(t)$ – независимая от Q случайная величина.

Первое слагаемое в правой части (5) можно трактовать как сток, обусловленный атмосферными осадками предшествующего года, аккумулярованный бассейном реки и сбросом их в русло в данном году. При этом случайная составляющая $\xi(t)$ в (5), очевидно, должна включать в себя и ту часть стока текущего года, которая сформирована за счет осадков этого года. В результате можно записать следующие уравнения [1]:

$$Q(t) = aQ(t-1) + bW_{oc}(t) + \xi(t_1), \quad (6)$$

$$Q(t) = cW_{oc}(t-1) + dW_{oc}(t) + \xi(t_2), \quad (7)$$

где $W_{oc}(t)$ и $W_{oc}(t-1)$ – годовые осадки текущего и предшествующего годов.

Располагая временными рядами годовых значений атмосферных осадков и речного стока, коэффициенты a, b, c, d из (6) и (7) можно определить с помощью аппарата множественной регрессии. Применительно к бассейну Немана в замыкающем створе г. Гродно для годовых расходов воды, м³/с, получены следующие уравнения:

$$Q(t) = 0.059Q(t-1) + 0.493W_{oc}(t) + 71.02 + \xi(r_1), \quad (8)$$

$$Q(t) = 0.205W_{oc}(t) + 0.120W_{oc}(t-1) - 9.173 + \xi(t_2). \quad (9)$$

Коэффициент множественной корреляции между стоком и определяющими факторами для уравнения (8) составляет $R = 0.48 > R_{(45,5\%)}^T = 0.29$, при этом в интервал $\pm 5\%$ попало 40.4% всех точек; $\pm 10\% - 55.3$; $\pm 15\% - 74.5$; $\pm 20\% - 87.2\%$.

Коэффициент множественной корреляции между стоком и определяющими факторами для уравнения (9) составляет $R = 0.58 > R_{(45,5\%)}^T = 0.29$, при этом в интервал $\pm 5\%$ попало 27.7% всех точек; $\pm 10\% - 63.8$; $\pm 15\% - 74.5$; $\pm 20\% - 93.6\%$.

Авторами предпринята попытка описать годовые колебания расходов воды р. Неман у г. Гродно с помощью сложной модели Маркова со сдвигом до 50 лет. Регрессионно-корреляционный анализ показал, что для построения модели могут использоваться $Q(t-1)$; $Q(t-10)$ и $Q(t-37)$, частный вид модели можно записать

$$Q(t) = 0.139Q(t-1) + 0.195Q(t-10) - 0.199Q(t-37) + 169 + \xi(t). \quad (10)$$

Коэффициент множественной корреляции для уравнения (10) $R = 0.33 > R_{(144,5\%)}^T = 0.155$, при этом в интервал $\pm 5\%$ попало 27.1% всех точек; $\pm 10\% - 47.9$; $\pm 15\% - 62.5$; $\pm 20\% - 84.3\%$.

ВЫВОДЫ

Проведенная оценка степени однородности основных статистических характеристик годовых расходов воды р. Неман у г. Гродно за почти 200-летний период позволяет сделать вывод о наличии статистически значимых изменений в динамике годового стока, обусловленных как естественно-климатическими, так и антропогенными изменениями гидрологического цикла. Стационарность процесса многолетних колебаний годового стока Немана можно отмечать лишь на отдельных отрезках временного ряда. При анализе закономерностей многолетних колебаний годового стока рек использование методов теории случайных процессов должно сочетаться с анализом генезиса рассматриваемого процесса и определяющих его природно-хозяйственных факторов, прежде всего климатических.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Исмайылов Г.Х., Федоров В.М.* Анализ многолетних колебаний годового стока Волги // *Вод. ресурсы.* 2001. Т. 28. №5. С. 517–525.
2. *Раткович Д.Я.* Многолетние колебания речного стока. Л.: Гидроме-геоиздат, 1976. 255 с.
3. *Волчек А.А.* Автоматизация гидрологических расчетов // *Водохозяйственное строительство и охрана окружающей среды.* Тр. междунар. на-учн.-практ. конф. Брест: Брест. политехн. ин-т, 1998. С. 55–59.
4. Пособие П1-98 к СНиП 2.01.14-83. Определение расчетных гидрологических характеристик. Минск: М-во архитектуры и стр-ва Республики Беларусь, 2000. 174с.
5. *Поллард Дж.* Справочник по вычислительным методам статистики / Под ред. Четыркина Е.М. М.: Финансы и статистика, 1982. 344 с.
6. *Логинов В.Ф.* Причины и следствия климатических изменений. Минск: Наука і тэхшка, 1992. 319с.
7. *Христофоров А.В.* Теория случайных процессов в гидрологии. М.: Изд-во МГУ, 1994. 141 с.
8. *Любушина А.А., Писаренко В.Ф., Болгова М.В., Рукавишников Т.А.* Исследование общих эффектов вариаций стока рек // *Метеорология и гидрология.* 2003. № 7. С. 76–84.
9. *Бокс Дж., Дженкинс Г.* Анализ временных рядов, прогноз и управление. М: Мир, 1974. Вып. 1. 406 с.