

Волчек А.А.

МНОГОЛЕТНИЕ КОЛЕБАНИЯ ГОДОВОГО СТОКА ВОДЫ РЕКИ НЕМАН (БЕЛОРУССКОЙ ЧАСТИ)

Неман, одна из основных рек Беларуси является типичной трансграничной рекой Европы, протекает по территории двух государств Беларуси и Литвы. На формирование стока Немана определяющее влияние оказывают климатические факторы, ведущими из них являются атмосферные осадки холодного периода (45% годового стока) и атмосферные осадки теплого периода (35% годового стока), летние температуры и дефициты влажности воздуха. Механизм многолетних колебаний годового стока р. Неман – г. Гродно определяется асинхронностью колебаний формирующих его водно-балансовых процессов. Асинхронность колебаний атмосферных осадков и суммарного испарения в бассейне Немана достигает 20%, которая приводит к чередованию периодов с относительно устойчивым ходом разности осадков – испарение и периодов разнонаправленным градиентам водно-балансовых процессов. В результате важной особенностью процесса многолетних колебаний годового стока Немана, отличающей его от «белого шума», становится его цикличность, т. е. проявление тенденции к группировке лет повышенной (пониженной) водности без устойчивой периодичности процесса.

В задачу исследования входило установление стационарности временных рядов годового стока рек Беларуси с различной степенью антропогенной нагрузки. Для этих целей использован временной ряд годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно. Длина исследуемого ряда за 193 года, (с 1881 по 2000 гг.), которая складывается из наблюдений собственно по створу 1877 – 2000 гг. и продленной части 1808 – 1876 гг. с помощью программного комплекса «Гидролог» [1] с привлечением рек-аналогов Неман – г. Смалининкай и р. Рейн.

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

Таблица 1. Основные статистические характеристики годового стока Немана.

Период наблюдений	Количество лет наблюдений	Норма стока, \bar{Q} м ³ /с	Коэффициент вариации C_v	Коэффициент асимметрии C_s	Коэффициент автокорреляции $r(1)$
1877 – 2000 гг.	124	197	0,18	0,87	0,15
1808 – 2000 гг.	193	194	0,19	0,63	0,19

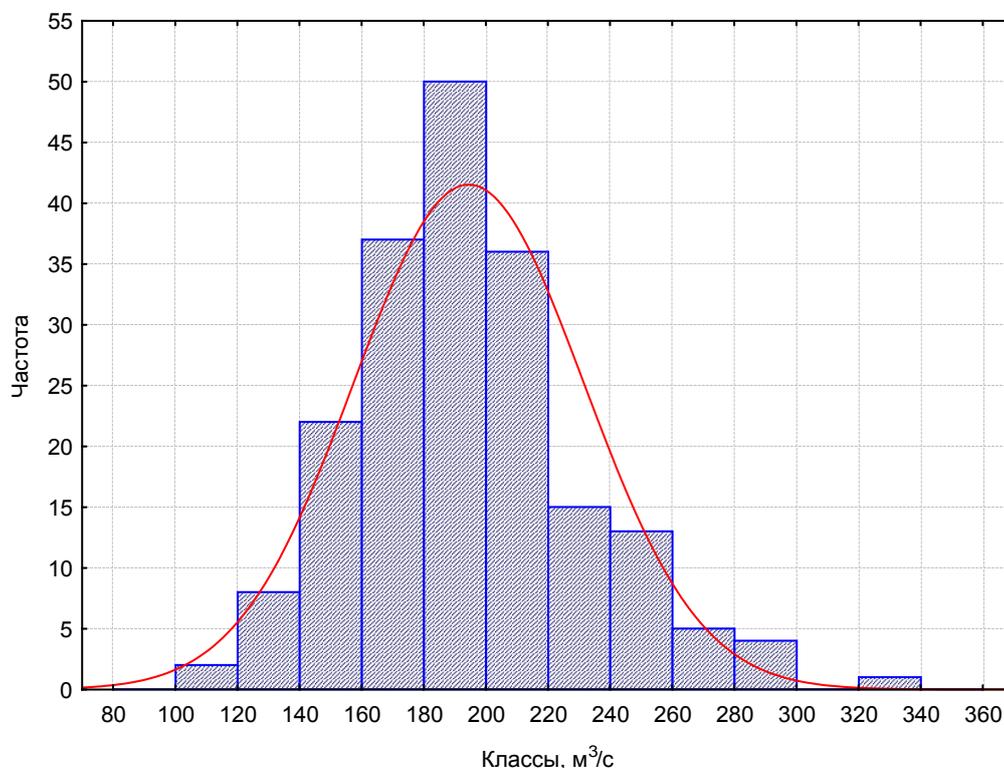


Рис. 1. Гистограмма распределения годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно.

Волчек Александр Александрович, к.г.н., доцент, зам. директора по научной работе Отдела проблем Полесья Национальной академии наук Беларуси.
 Беларусь, ОПП НАН Беларуси, 224020, г. Брест, ул. Московская, 204.

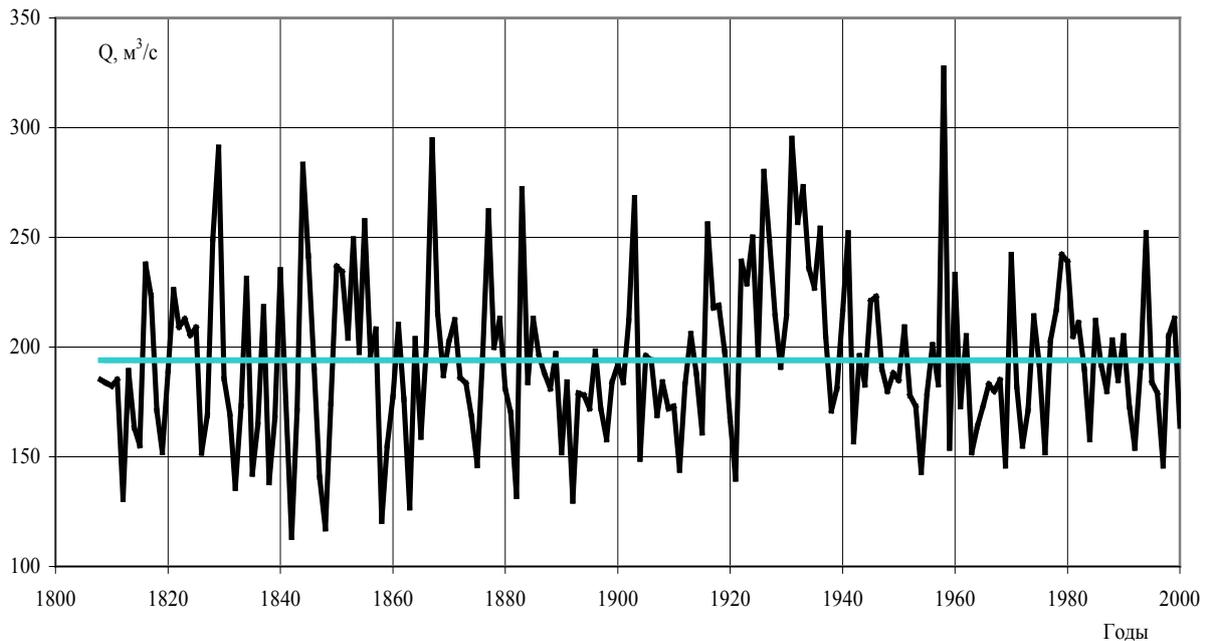


Рис. 2. Гидрограф годового стока воды р. Неман – г. Гродно.

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

Период	Статистические параметры				
	n	$Q_{ср}$	$\sigma_{ср}, \text{ м}^3/\text{с}$	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

Незначительное расхождение параметров рассматриваемых периодов позволяет считать их выборками из одной генеральной совокупности. Этот же вывод подтверждается результатами сравнения оценок выборочных средних и дисперсий этих рядов с использованием критериев Стьюдента и Фишера, которые показали, что различие оценок этих параметров статистически недостоверно. Кроме того, коэффициент автокорреляции свидетельствует о наличии статистически достоверной корреляции между стоком смежных лет ($r(1)=0,19$). Проверка гипотезы о независимости годового стока с помощью критерия Стьюдента показала, что она должна быть отвергнута для исходного временного ряда 1808 – 2000 гг. Таким образом, использование временного ряда годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно за период с 1808 по 2000 гг. вполне корректно.

На рис. 2 представлен гидрограф годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно. На гидрографе четко прослеживается цикличность колебаний: в период с 1870 по 1885 наблюдается спад водности с 1885 по 1930 гг. – увеличение водности, далее с 1955 г. – уменьшение водности, к концу 60-х годов наблюдается всплеск водности, максимальный за весь период наблюдений, затем до середины 60-х годов наблюдается спад водности с небольшим подъемом в 80-е годы. Надо отметить уменьшение размаха колебаний, начиная с 1960 г.

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 [2]. Во-первых, предел предсказуемости стохастических моделей годового стока на основе марковской последовательности первого порядка равен одному-двум годам при обеспеченности прогноза $\leq 60\%$ [3]. Во-вторых, в результате возрастающей антропогенной нагрузки, глобальном изменении 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-линейные уравнения линейной регрессии, нейронных сетей и др. Определяются прогнозные значения стока. При этом необходимо доказательство возможности распространения выявленных зависимостей на прогнозируемый период и требуется прогноз самого вектора-предикта, что является не менее сложной задачей, особенно для значительного периода [2].

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

Таблица 3. Критерии Стьюдента и Фишера для различных интервалов временного ряда годовых расходов воды р. Немана – г. Гродно и их критические значения

Период	1877 – 1964			1965 – 2000		
	Статистические параметры					
	$Q_{ср.}$, м ³ /с	$\sigma_{Q_{ср.}}$, м ³ /с	$r(1)$	$Q_{ср.}$, м ³ /с	$\sigma_{Q_{ср.}}$, м ³ /с	$r(1)$
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 – г. Гродно для различных периодов

Период	n	Тип атмосферной циркуляции	Статистические параметры			
			$Q_{ср.}$	$\sigma_{Q_{ср.}}$, м ³ /с	Cv	$r(1)$
1881 – 1890	10	C	189	35,6	0,19	-0,38
1891 – 1928	38	W	194	35,0	0,18	0,26
1929 – 1939	11	E	228	37,7	0,17	0,47
1940 – 1948	9	C	202	27,0	0,13	-0,17
1949 – 1964	16	E+C	190	41,7	0,22	-0,26
1965 – 1988	24	E	193	26,7	0,14	0,12
1989 – 2000	12	W	188	27,6	0,15	-0,05

Таблица 5. Критерии Стьюдента и Фишера и их критические значения для различных периодов осреднения

Период	Статистические параметры					
	1891 – 1928			1929 – 1939		
	$Q_{ср.}$, м ³ /с	$\sigma_{Q_{ср.}}$, м ³ /с	$r(1)$	$Q_{ср.}$, м ³ /с	$\sigma_{Q_{ср.}}$, м ³ /с	$r(1)$
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
Период	1940 – 1948			1949 – 1964		
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	173/1,96
1940 – 1948	–	–	–	0,80/2,07	0,44/0,31	0,19/1,96
Период	1965 – 1988			1989 – 2000		
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

Анализ средних значений годовых расходов воды для трех рассматриваемых периодов, на которые разбит исходный временной ряд, показывает, что нет оснований отвергать нулевую гипотезу и различия в средних величинах нужно признать несущественными, в то же время для дисперсий нулевая гипотеза может быть принята только между периодами 1808 – 1876 гг. и 1877 – 1964 гг. для других сочетаний нулевая гипотеза о равенстве дисперсий должна быть отвергнута. Таким образом, размах колебаний годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно в период с 1964 по 2000 гг. статистически значимо отличается от двух предыдущих в меньшую сторону. Различия в коэффициентах автокорреляции на 5% уровне значимости не установлено.

При изучении закономерностей многолетних колебаний речного стока несомненный интерес представляет сопряженный 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) [2]. 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 методов с разными типами циркуляции используют критерий Стьюдента и Фишера, а также однофакторный дисперсионный анализ показал, что для некоторых отрезков расхождения в параметрах существенны и могут быть признаны статистически достоверными. Подробная характеристика различий в рассматриваемых периодах приведена в табл. 5.

Таким образом, анализируемый ряд годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно неоднороден по математическому ожиданию и дисперсии. В некоторых случаях коэффициенты автокорреляции приближаются к критическим, но не проходят их.

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 о климатической обусловленности многолетних колебаний стока Немана, а причины этих колебаний обусловлены, по всей видимости, в процессах крупномасштабного влагообмена в системе океан – атмосфера – суша. Именно это может быть физическим обоснованием построения модели долгосрочного прогноза и составляющих водного баланса бассейна Немана.

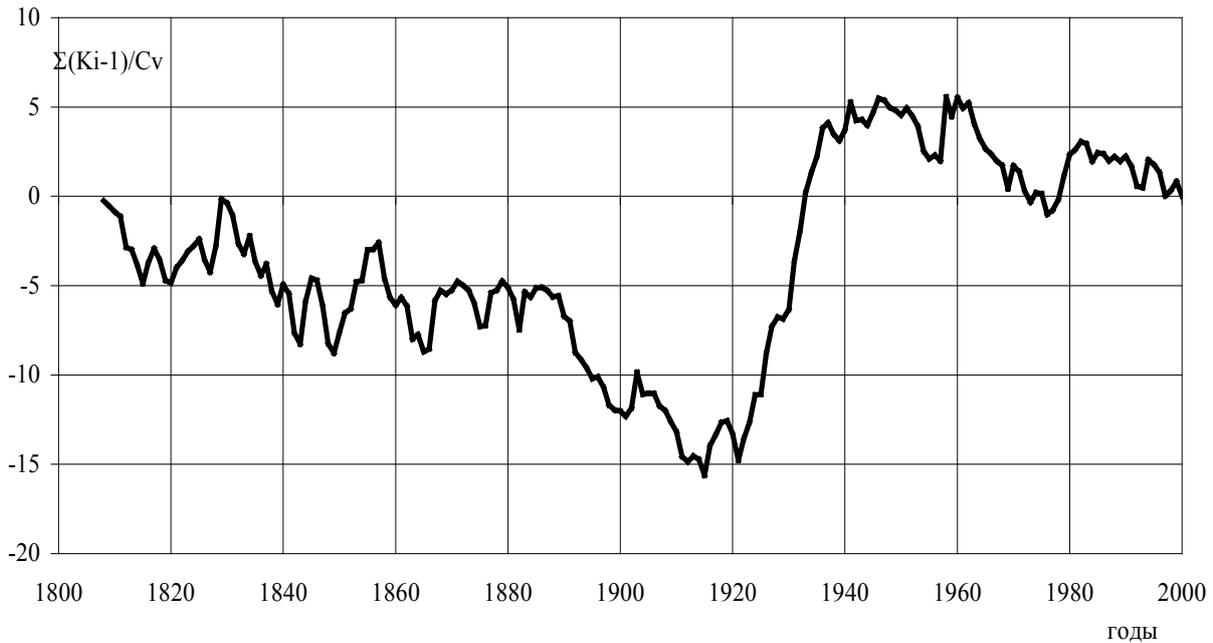


Рис. 3. Разностная интегральная кривая годового расхода воды р. Неман – г. Гродно.

Таблица 6. Выборочные оценки статистических параметров скользящих оценок для различных периодов осреднения исходного вычисленного ряда годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно

Период осреднения	Статистические параметры					
	Q_{cp} , м ³ /с		σ , м ³ /с		$r(1)$	
	max	min	max	min	max	min
20 лет	231	118	49,7	24,1	0,50	-0,43
30 лет	219	181	47,5	24,4	0,52	-0,27
35 лет	216	183	46,2	26,6	0,46	-0,24
50 лет	209	187	44,2	30,3	0,42	-0,12

Параллельно с концепцией случайности многолетних колебаний годового стока используется и противоположная концепция цикличности, т.е. повторяемое или обратимое чередование величин стока во времени. Сложность в использовании циклов для прогноза стока заключается в их аперiodичности, так как фаза, амплитуда и длительность цикла меняются без видимых закономерностей. Кроме того, пока нет единого мнения о приходе этих циклов, отсутствует и объективная методика выделения и анализа циклов водности рек. Считается, что циклы обусловлены либо влиянием временных (космофизических факторов), либо автоколебательными процессами в системе атмосфера-гидросфера Земли, либо естественными свойствами любой случайной последовательности.

Простым и наглядным способом выделения циклов являются разностные интегральные кривые (рис. 3). Здесь явно прослеживается глобальный синусоидальный цикл с двумя ветвями спада (1808 – 1915 гг. и 1945 – 2000 гг.) и одним интервалом подъема (1916 – 1945 гг.). Внутри глобального цикла можно выделить четыре с половиной цикла с меньшими периодами различные по длине и амплитуде (1808 – 1929 гг.; 1929 – 1857 гг.; 1857 – 1946 гг.; 1946 – 1982 гг.).

По выборкам различной длины оценивались статистические параметры стока и исследовалась степень их изменения от выборки к выборке. Выборки строились как участки исследуемых рядов, различающиеся начальной точкой и длиной. В частности, рассматривались отрезки ряда, различающиеся степенью антропогенного воздействия на сток и типом атмосферной циркуляции. Кроме того, были определены статистические параметры для отрезков исходного ряда, полученные в результате процедуры скользящего 20-летнего, 30-летнего, 35-летнего и 50-летнего осреднения. Проверка однородности выборочных

статистических параметров осуществлялась с помощью тестовых критериев Стьюдента и Фишера [4].

С этой целью были использованы пакеты стандартных прикладных программ «Excel» и «Статистика», а также разработанный автором программный комплекс «Гидролог» [1] в среде WINDOWS.

Как видно из табл. 6 и рис. 4 – 7, крайние значения математического ожидания различных периодов осреднения имеют существенный размах. Это обусловлено многоводным периодом 20 – 40 годах прошлого столетия, что вносит во временной ряд годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно существенные различия. Такие различия в оценках параметров свидетельствуют о применении гипотезы о нестационарности рассматриваемого временного ряда, что подтверждает проверка гипотезы об однородности рассматриваемых статистических параметров для различных периодов сглаживания, которая при доверительной вероятности 5% расхождения в этих параметрах могут быть признаны статистически достоверными во всех рассматриваемых случаях.

Рассмотрение автокорреляционных функций для различных скользящих средних годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно (рис. 8) показывает, что автокорреляционные функции экспоненциально затухают от $r(1)^{20}=0,97$ (20 лет), $r(1)^{30}=0,98$ (30 лет), $r(1)^{35}=0,98$ (35 лет), $r(1)^{50}=0,99$ (50 лет), меняют знак на противоположный при $r(19)^{20}=0,0$, $r(21)^{30}=0,0$, $r(23)^{35}=0,0$, $r(29)^{50}=0,0$ достигая локального минимума $r(35)^{20}=-0,50$, $r(37)^{30}=-0,49$, $r(39)^{35}=-0,50$, $r(54)^{50}=-0,53$, автокорреляционные функции начинают расти достигая своего локального максимума $r(73)^{20}=0,34$;

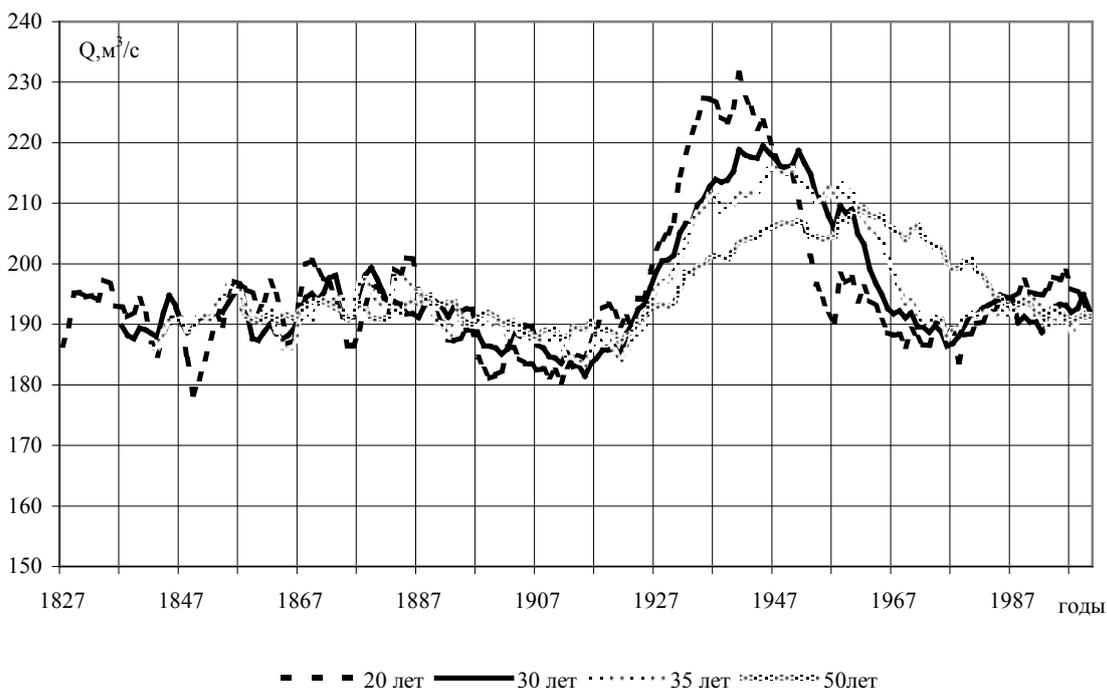


Рис. 4. Динамика скользящих средних за различные периоды осреднения годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно.

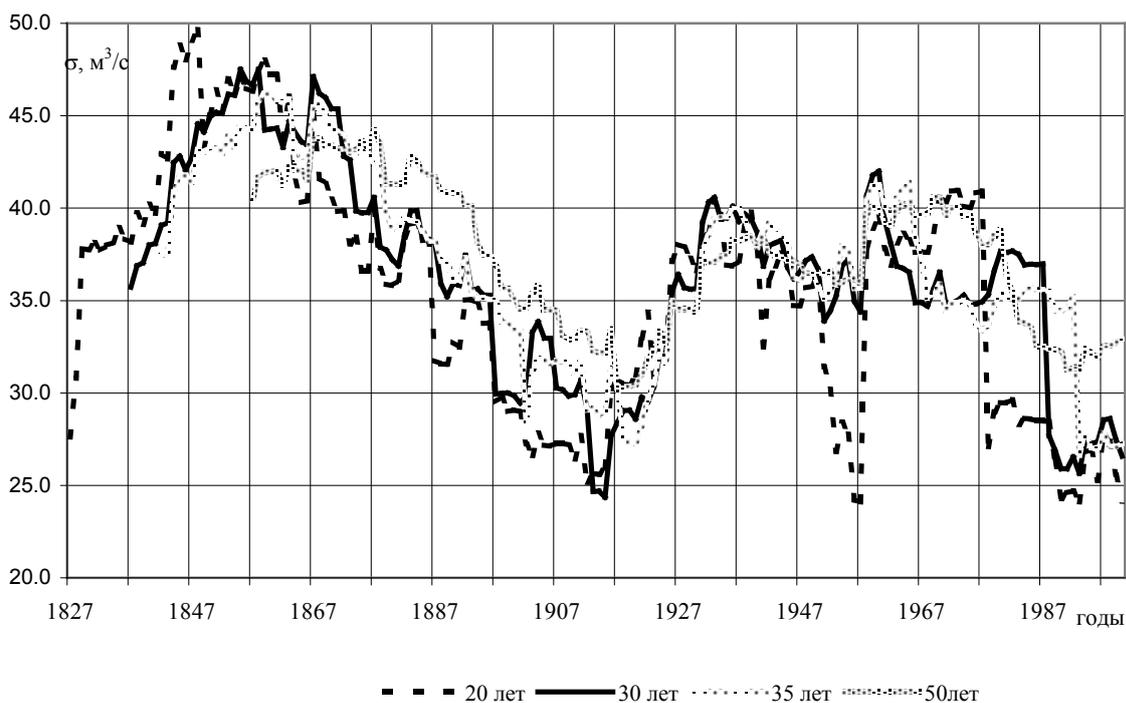


Рис. 5. Динамика скользящих дисперсий за различные периоды осреднения годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно

$r(73)^{30}=0,51$; $r(77)^{35}=0,62$; $r(77)^{50}=0,83$, затем опять убывают, образуя синусоидальную волну. Этот процесс может быть хорошо описан тригонометрическими функциями или разложением в ряд Фурье. Приведенные результаты поведения автокорреляционной функции были получены для временных рядов переменной длины, каждый последующий коэффициент автокорреляции имел на 1 единицу свободы меньше предыдущего. Для оценки этого фактора на рис. 9 приведены автокорреляционные функции полученные по временным рядам одинаковой длины, т.е. период наблюдений минус сдвигка (τ), что позволило получить временные ряды 113 лет. Как видно из анализа рис. 8 и рис. 9, автокорреляционные функции в общих чертах повторяют конфигурации друг друга, во втором случае

автокорреляционные функции достигают большей ширины и раньше пересекают ось абсцисс.

Проведение более тонких исследований амплитудно-частотных характеристик процесса требует применения спектрального анализа. Для обнаружения характерных ритмов, анализа их устойчивости или, наоборот, изменчивости во времени нами использована процедура спектрально-временного анализа (СВАН), который представляет спектральный анализ в скользящем временном окне. Длина окна выбирается исходя из требований получить данные о гармониках в наиболее широком частотном диапазоне, из требуемой детальности фактического частотного состава процесса. При слишком малом окне теряется информация о низких частотах, а при большом окне

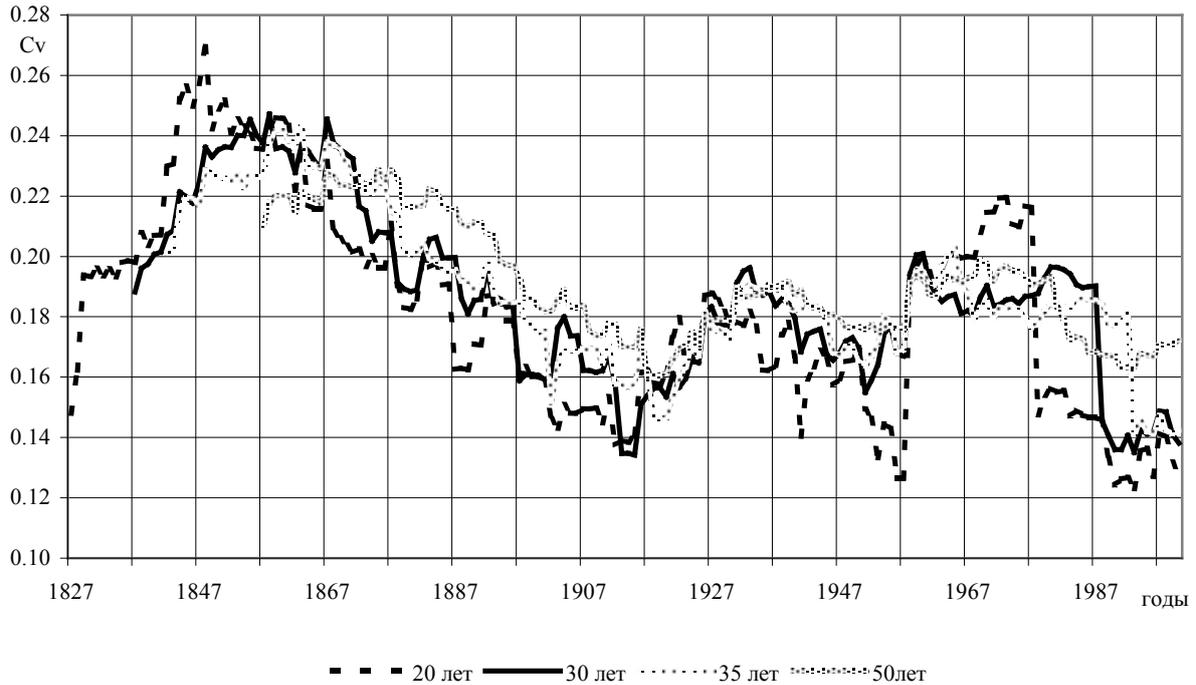


Рис. 6. Динамика скользящих коэффициентов вариации за различные периоды осреднения годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно

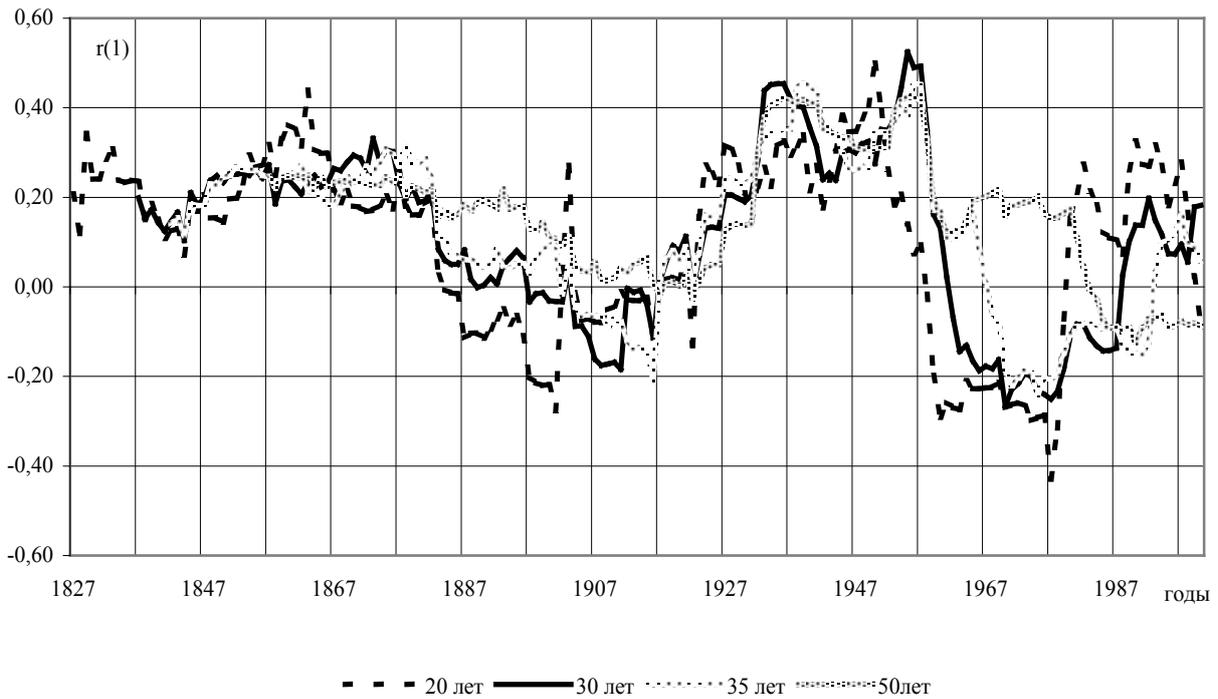


Рис. 7. Динамика скользящих коэффициентов автокорреляции за различные периоды осреднения годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно.

СВАН-диаграмма становится слишком зарегулированной. В нашем случае величина временного окна принята 50 лет, а для получения сведений об эволюции высокочастотных составляющих она уменьшена до 35 лет.

Как показала практика, применения спектральных анализов и методов отыскания скрытых периодичностей результаты в моделях прогноза не дали положительного результата, поскольку полученные уравнения нарушались сразу после использования их для экстраполяции временного хода гидрологических характеристик [2]. К числу слабых сторон такого подхода, помимо неустойчивости циклов относится и возможность их физической (генетической) интерпретации. По-

следнее характерно и 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 имеет право на жизнь.

Подводя итог выше сказанному, можно констатировать, что проблема анализа и оценки закономерностей многолетних колебаний годового стока рек и его долгосрочного прогноза была и остается одной из актуальных и сложных проблем гидрологии.

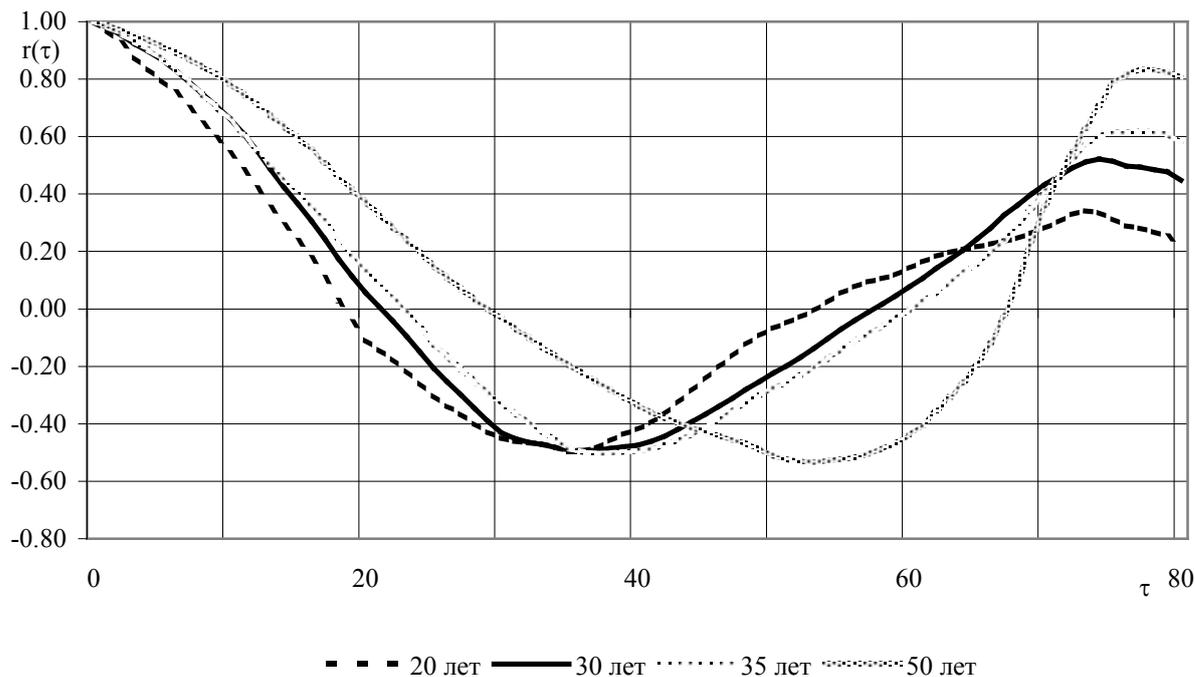


Рис. 8. Автокорреляционные функции для различных периодов скользящих средних годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно.

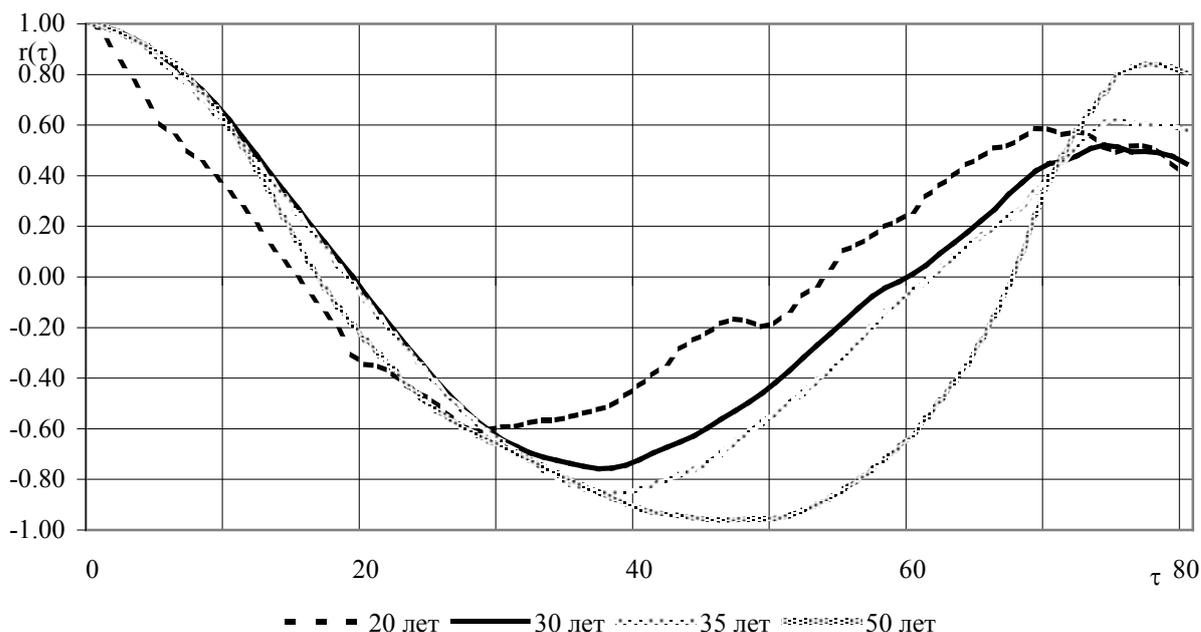


Рис. 9. Автокорреляционные функции для различных периодов скользящих средних годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно (ряды приведены к одному периоду).

В настоящее время для описания многолетних колебаний стока, в основном, используются три общие статистические модели: последовательность независимых случайных величин; простая цепь Маркова (учитывается корреляция между смежными членами ряда) и сложная цепь Маркова (допускается наличие ближних и дальних внутрирядных связей) [2]. Использование статистической концепции, основанной на идеях стационарности и эргодичности этого процесса [2]. Стационарные временные ряды годового стока должны иметь неизменные параметры распределения вероятностей, а автокорреляционная функция зависит только от временного сдвига. Первое условие подразумевает постоянство климатических и физико-географических условий формирования сто-

ка как за период гидрологических наблюдений, так и на период прогнозирования и не допускает возможности изменения этих условий в будущем. Второе условие рассматривает сток чисто как случайный процесс, т. е. отрицая преемственность в развитии гидрологического процесса во времени, или допускает существование некоторой зависимости текущих значений стока от предшествующих [2]. Свойство эргодичности заключается в том, что одна реакция временного ряда значений стока достаточной продолжительности может заменить множество реализаций той же продолжительности. Для доказательства этого свойства достаточно показать приближение ординат автокорреляционной функции к нулю при возрастании сдвига между временными интервалами.

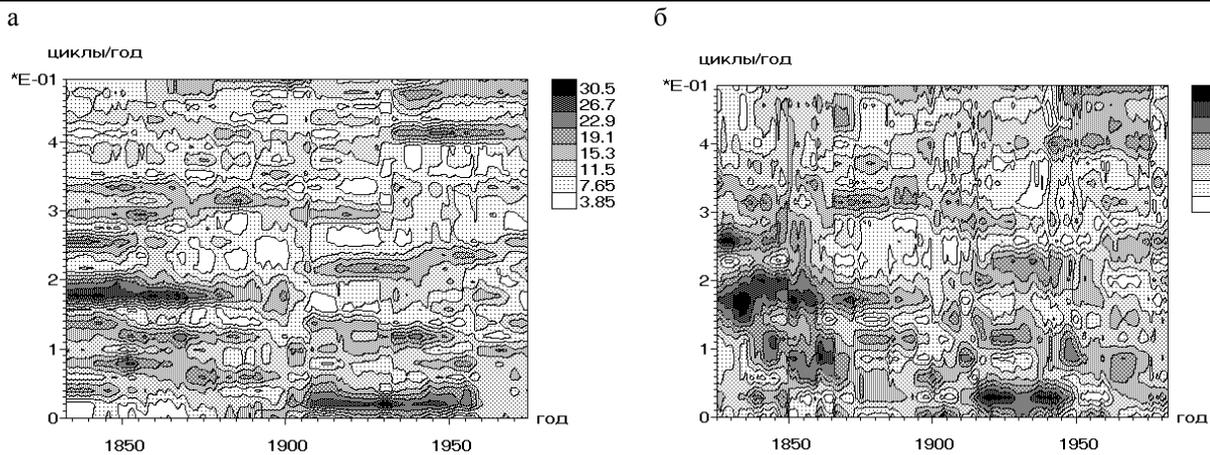


Рис. 10. СВД-диаграммы годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно с временным окном: а – 50 лет, б – 35 лет.

Таблица 7. Критерии нестационарности процесса и выбора модели

АКФ	ЧАКФ	Вид модели
Экспоненциально затухает	выброс лишь при $\tau=1$	(AP(1)) авторегрессия первого порядка
Форма затухания в виде синусоидальной волны или экспоненциально затухает	выброс лишь при $\tau=1$ $\tau=2$	(AP(2)) авторегрессия второго порядка
Выброс при $\tau=1$, остальные значения нулевые	Экспоненциально затухает или осциллирует с изменением знака	(CC(1)) скользящее среднее первого порядка
Выброс при $\tau=1$ и $\tau=2$, остальные значения нулевые	Форма синусоидальной волны или экспоненциально затухает	(CC(2)) скользящее среднее второго порядка
Экспоненциально затухает, начиная с $\tau=1$ (затухание может быть монотонным или осциллирующим)	Экспоненциально затухающие значения ординат либо монотонно осциллируют	(AP CC(1)) авторегрессия и скользящее среднее первого порядка

Когда тренд явно не выражен, необходимо рассматривать выборочные автокорреляционную (АКФ) и частную автокорреляционную (ЧАКФ) функции данного процесса, с помощью которых определяются вид и порядок годового стока рек. При этом используются следующие критерии оценки степени нестационарности процесса и выбора модели [2, 5] приведенные в табл. 7.

В нашем случае АКФ и ЧАКФ имеют значительный выброс при $\tau=1$, тогда как все остальные значения их ординат статистически незначимы и характеризуются чередованием положительных и отрицательных значений (рис. 11). Следовательно, рассматриваемый процесс годового стока может быть идентифицирован моделью AP (1), следующего вида:

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

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 $\sigma_{\xi} = \sigma_Q \cdot \sqrt{1 - r(1)^2}$.

В соответствии с уравнением (1) для временного ряда годовых расходов воды р. Неман – 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.

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

При этом дисперсия случайной составляющей остается весьма высокой.

Рассмотрим АКФ и ЧАКФ для 35 летних скользящих средних годового стока Немана (рис.12) показывает, что АКФ экспоненциально затухает от 0,979 ($\tau=1$) до 0,044 ($\tau=22$),

затем меняет знак на обратный и при $\tau=37$ равна $-0,460$, после этого вновь стремится к положительному значению. ЧАКФ имеет лишь один значительный выброс $R(1)^{35} = 0.979$ при $\tau=1$, а затем характеризуется затуханием. При этом для $\tau > 1$ ординаты этой функции статистически незначимы за исключением $\tau=2; 7; 11; 18; 35$. Это позволяет для скользящих 35-летних средних использовать модель APCC(1).

Проведенная оценка степени однородности основных статистических характеристик годового стока р. Неман – г. Гродно за почти 200 летний период позволяет сделать вывод о наличии статистически значимых изменений в динамике среднесезонного годового стока и его дисперсии обусловленных естественными климатическими изменениями гидрологического цикла. Так как $Q_{cp} \neq const$ и $\sigma_{Qcp} \neq const$, можно сделать вывод о нестационарности 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 [2]:

$$Q_{cp}(t) = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i \cdot \varphi_i(t), \quad (2)$$

где $\varphi_1(t) \dots \varphi_k(t)$ – заданные функции времени; $a_0 \dots a_k$ – коэффициенты регрессии.

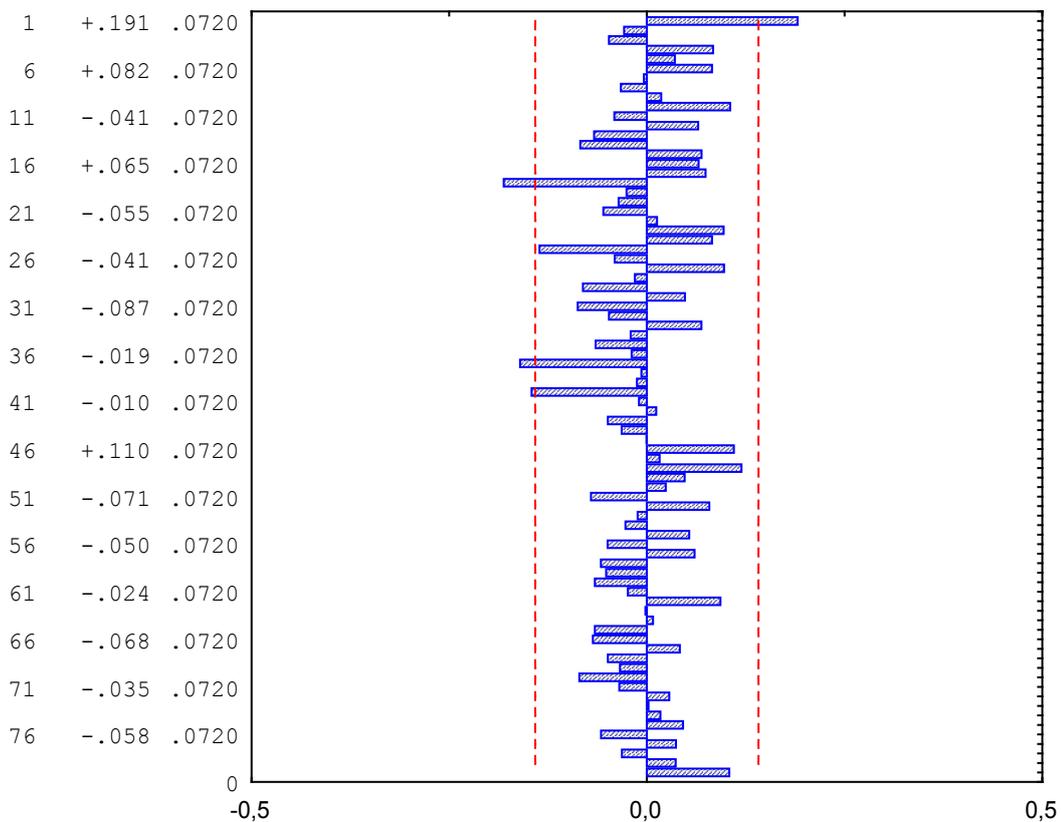
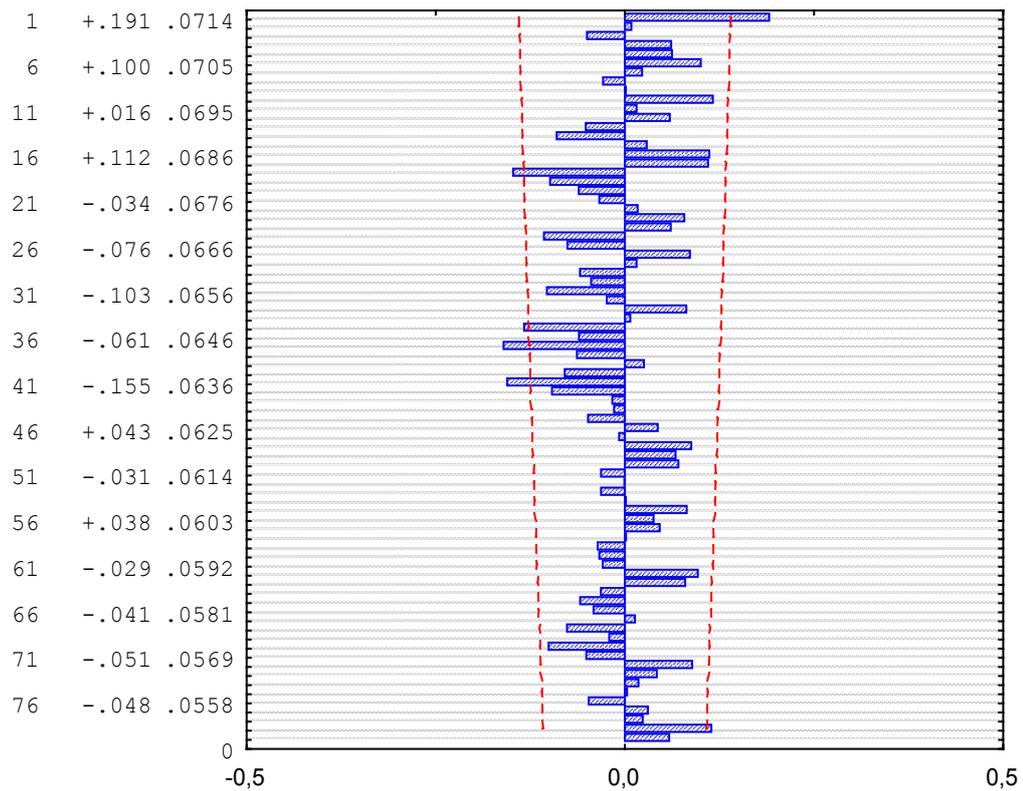


Рис. 11. Автокорреляционная функция (а) и частная автокорреляционная функция (б) годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно.

Последние 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 $X_1 \dots X_n$.

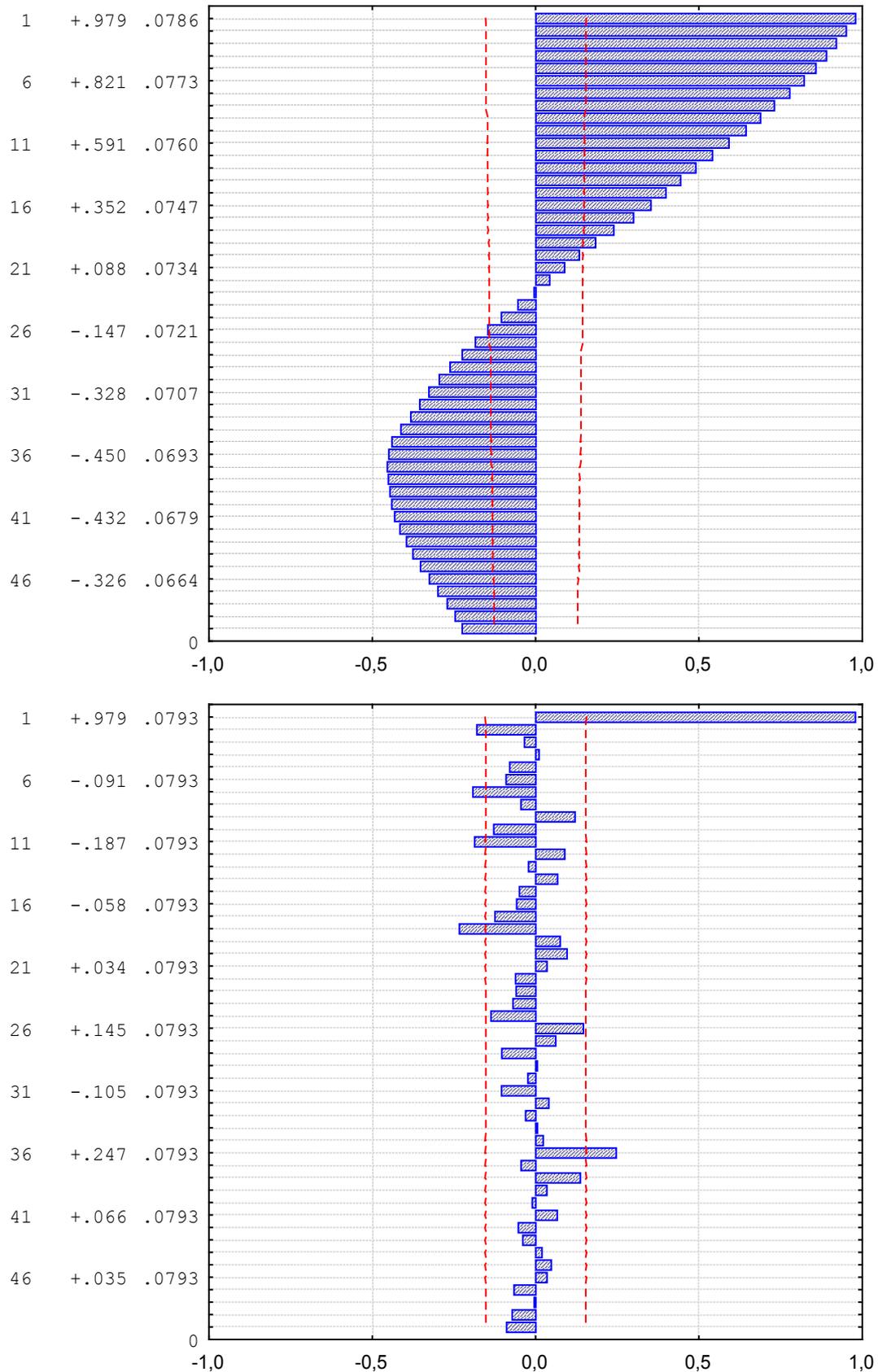


Рис. 12. Автокорреляционная функция (а) и частная автокорреляционная функция (б) 35-летних скользящих средних годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно.

Результаты проведенных исследований закономерностей многолетних колебаний годовых расходов воды р. Неман – г.

Гродно позволяют считать надежно установленным наличием определенной связи между стоками смежных лет. Это служит

основанием для описания годовых расходов воды в виде простой цепи Маркова, т.е.

$$Q(t) = r(1) \cdot Q(t-1) + \xi(t), \quad (3)$$

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 (3) можно трактовать как сток, обусловленный аккумуляцией водосборной части атмосферных осадков предшествующего года и сбросом их в русло реки в данном году. При этом случайная составляющая $\xi(t)$ в (3), очевидно, должна включать в себя и ту часть стока текущего года, которая сформирована за счет осадков этого года. В результате трансформируется в следующие уравнения [2]:

$$Q(t) = a \cdot Q(t-1) + b \cdot W_{oc}(t) + \xi(t_1), \quad (4)$$

$$Q(t) = c \cdot W_{oc}(t-1) + d \cdot W_{oc}(t) + \xi(t_2), \quad (5)$$

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

Располагая сопряженными временными рядами годовых значений атмосферных осадков и речного стока, коэффициенты a, b, c, d из (4) и (5) 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:

$$Q(t) = 0,059 \cdot Q(t-1) + 0,493 \cdot W_{oc}(t) + 71,02 + \xi(r_1), \quad (6)$$

$$Q(t) = 0,205 \cdot W_{oc}(t) + 0,120 \cdot W_{oc}(t-1) - 9,173 + \xi(t_2). \quad (7)$$

Коэффициент множественной корреляции между стоком и определяющими факторами для уравнения (6) составляет $R=0,48 > R^T_{(45, 5\%)}=0,29$, 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 (11) составляет $R=0,58 > R^T_{(45, 5\%)}=0,29$, при этом в интервал $\pm 5\%$ попало 27,7% всех точек; $\pm 10\%$ – 63,8%; $\pm 15\%$ – 74,5%; $\pm 20\%$ – 93,6%.

УДК 550.34 (476)

Волчек А.А., Лукша В.В., Волчек Ан.А., Грядунова О.И.

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ КОЛЕБАНИЙ МАКСИМАЛЬНЫХ И МИНИМАЛЬНЫХ РАСХОДОВ ВОДЫ ОСНОВНЫХ РЕК БЕЛАРУСИ

ВВЕДЕНИЕ

В последнее время возросли масштабы катастрофических наводнений и затяжных засух, которые приводят к огромному экономическому ущербу. Поэтому исследование гидрологического режима и его изменений является одним из приоритетных направлений современной науки.

Целью данной работы является анализ временных рядов максимального и минимального расходов воды основных рек Беларуси. Это представляет большой интерес, так как минимальный сток определяет состояние экосистем, а максимальный важен с точки зрения экономического ущерба, причина-

нами предпринята попытка описать годовые колебания расходов воды р. Неман – г. Гродно с помощью сложной модели Маркова со сдвижкой 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

$$Q(t) = 0,139 \cdot Q(t-1) + 0,195 \cdot Q(t-10) - 0,199 \cdot Q(t-37) + 168,983 + \xi(t) \quad (8)$$

Коэффициент множественной корреляции для уравнения (8) составляет $R=0,33 > R^T_{(144, 5\%)}=0,155$, при этом в интервал $\pm 5\%$ попало 27,1% всех точек; $\pm 10\%$ – 47,9%; $\pm 15\%$ – 62,5%; $\pm 20\%$ – 84,3%.

Проведенная оценка степени однородности основных статистических характеристик годовых расходов воды р. Неман – г. Гродно за почти 200 летний период позволяет сделать вывод о наличии статистически значимых изменений в динамике годового стока обусловлено 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 ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Пособие П1-98 к СНиП 2.01.14-83 «Определение расчетных гидрологических характеристик». – Мн.: Министерство архитектуры и строительства Республики Беларусь, 2000. – 174 с.
2. Исмайлыв Г.Х., Федоров В.М. Анализ многолетних колебаний годового стока Волги / Водные ресурсы, 2001, том 28, №5, с. 517–525.
3. Раткович Д. Я. Многолетние колебания речного стока. – Л.: Гидрометеониздат, 1976. – 255 с.
4. Христофоров А.В. Теория случайных процессов в гидрологии. М.: Из-во МГУ, 1994. – 141 с.
5. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов, прогноз и управление. М.: Мир, 1974. Вып. 1. – 406 с.

мого наводнениями. Кроме того, анализ временных рядов необходим при разработке моделей прогнозирования.

ИСХОДНЫЕ МАТЕРИАЛЫ И МЕТОДЫ ИССЛЕДОВАНИЯ

Исходными данными послужили материалы наблюдений на гидрологической сети за максимальными расходами воды весеннего половодья и минимальными летне-осенними расходами воды по основным рекам Беларуси (р. Припять – г. Мозырь, р. Неман – г. Гродно, р. Западная Двина – г. Витебск, р. Березина – г. Бобруйск, р. Днепр – г. Орша, р. Днепр –

Лукша Владимир Валентинович, к.т.н., старший преподаватель каф. оснований, фундаментов, инженерной геологии и геодезии Брестского государственного технического университета. Беларусь, БГТУ, 224017, г. Брест, ул. Московская, 267.

Волчек Анастасия Александровна, младший научный сотрудник лаборатории проблем органического вещества мелиорированных почв Белорусского Полесья Отдела проблем Полесья НАН Беларуси. Беларусь, ОПП НАН Беларуси, 224020, г. Брест, ул. Московская, 204.

Грядунова Оксана Ивановна, преподаватель каф. физической географии и охраны природы. Беларусь, БрГУ им. А. С. Пушкина, 224016, г. Брест, б-р Космонавтов, 21.