

## АНАЛИЗ СТАЦИОНАРНОСТИ МНОГОЛЕТНИХ РЯДОВ СЛОЯ СТОКА ВЕСЕННЕГО ПОЛОВОДЬЯ НА ВОДОСБОРАХ РОССИЙСКОЙ АРКТИКИ

ст. науч. сотр. *Е.В.ШЕВНИНА*

*ГНЦ РФ Арктический и антарктический научно-исследовательский институт, Санкт-Петербург, aqua@aari.nw.ru*

*По опубликованным данным гидрологических наблюдений рассчитаны слои стока весеннего половодья рек севера России за последние 20–27 лет. Выявлено наличие трендов по трем начальным статистическим моментам вероятностных распределений по критериям Стьюдента, Фишера и Колмогорова–Смирнова на различных уровнях статистической значимости. На основе оценок показателей Херста и индекса амплитудной вариации показано, что многолетние ряды слоя стока весеннего половодья могут быть охарактеризованы как антиперсистентный случайный процесс.*

*Ключевые слова:* максимальный сток, вероятностные распределения, тренды статистических моментов.

### ВВЕДЕНИЕ

Для долгосрочной оценки влияния изменений климата на статистические характеристики максимального стока используются стохастические модели его формирования. Решением таких моделей являются кривые плотности вероятности максимального стока, которые могут быть использованы для расчета его обеспеченных величин [4]. Из-за непродолжительности рядов наблюдений за основными видами стока, в том числе максимального, в практике гидрологических расчетов для описания его многолетних статистических характеристик ограничиваются тремя начальными моментами распределения плотности вероятности. Это позволяет описывать основные виды речного стока в рамках кривой Пирсона III типа (или ее модификации, предложенной Крицким и Менкелем) [11].

Параметризация стохастических моделей производится согласно оценкам начальных моментов вероятностных распределений стока, полученным по данным наблюдений за стационарный период его формирования [3]. Стационарность означает, что в этот период не наблюдаются статистически значимые изменения в оценках первых начальных моментов вероятностных распределений максимального стока. В настоящее время для параметризации моделей используются карты приложения к СНиП [14], на которых представлены изолинии нормы, коэффициента вариации и асимметрии (или их соотношений), по которым вычисляются начальные моменты. Построение карт проводилось по данным до 1975 г. Этот период характеризуется стационарностью начальных моментов распределений максимального стока (иначе картирование было бы невозможно). Для построения карт использовались данные наблюдений на реках, формирование стока на которых отражает зональные особенности.

С момента опубликования карт приложения к СНиП прошло более 30 лет, накоплены данные гидрологических наблюдений, которые позволяют увеличить продолжительность рядов слоя стока весеннего половодья на 20–27 лет и провести анализ стационарности (в гидрологии чаще используется термин однородность [9])

рядов максимального стока. В настоящей работе решаются следующие задачи: удлинение рядов слоя стока весеннего половодья по данным наблюдений гидрологической сети, выявление наличия статистически значимых трендов трех начальных моментов и определение вида случайного процесса на основе показателей Херста и индекса амплитудной вариации [1, 6]. Решение этих задач позволит ответить на вопрос: возможна ли параметризация прогностической модели на основе уже существующих карт или необходимо построение новых карт на основе удлиненных рядов.

#### ИСХОДНЫЕ ДАННЫЕ И МЕТОДИКА ИССЛЕДОВАНИЯ

Предметом исследования являются многолетние ряды слоя стока весеннего половодья. Слой стока весеннего половодья за отдельный год определяется как сумма ежедневных слоев стока за период половодья. Выделение периода половодья связано с определением даты его начала и окончания и регламентируется методическими рекомендациями Государственного гидрологического института [5]. В изданиях Государственного водного кадастра (ГВК) «Основные гидрологические характеристики» и «Многолетние данные о ресурсах поверхностных вод» опубликованы данные о слоях стока весеннего половодья за период с начала наблюдений по 1980 г. (см., например, [10]), полученные согласно [5].

Для расчета слоя стока весеннего половодья и удлинения его рядов за период 1981–2006 гг. использовались ежедневные расходы воды за период апрель–сентябрь, опубликованные в изданиях ГВК («Гидрологический ежегодник»). Расчет и удлинение рядов проводились с использованием известных требований [5], однако для автоматизации расчетов были использованы численные критерии определения дат начала и окончания половодья. Оценка погрешностей расчетов слоя стока весеннего половодья проводилась с использованием опубликованных данных (всего 283 значения) (см., например, [10]).

Удлинение многолетних рядов слоя стока весеннего половодья проводилось на примере водосборов 18 рек, расположенных в пределах водно-ресурсной экологической границы Российской Арктики [2, 7]. Площади водосборов выбранных рек составляли от 1000 до 50000 км<sup>2</sup>, на них отсутствуют карст, регулирование стока и интенсивная хозяйственная деятельность, влияющая на залесенность, распаханность и озерность водосбора (табл. 1).

Наличие трендов начальных моментов выявлялось на основе оценок критериев Стьюдента (среднее), Фишера (дисперсия) и Колмогорова–Смирнова (функция распределения и коэффициент асимметрии – при определенном преобразовании исходной информации). Эти критерии традиционно используются для анализа однородности многолетних гидрологических рядов [8, 9, 11, 12] и рекомендуются нормативными документами при инженерных расчетах и построении кривых обеспеченностей различных видов стока [14, 15]. Расчет численных значений критериев проводился по скользящим 20-леткам, по методике, изложенной в работах [8, 9]. Статистическая значимость результатов оценивалась на 1, 5 и 10 % уровнях значимости. В качестве критических значений использовались ординаты распределений Стьюдента и Фишера, полученные с учетом наличия корреляции и асимметрии в эмпирических распределениях максимального стока [9]. До настоящего времени не существует общепринятого мнения о принципах назначения уровня значимости в гидрологических расчетах [13]. При проверке гипотез помимо уровня значимости оценивается и мощность критериев. В работе приведены оценки мощности критерия Стьюдента, полученные при допущении о нормальности распределения нулевой (равенство выборочных оценок первого начального момента ( $m_1$ )) и альтернативной (значимые различия в выборочных оценках  $m_1$ ) гипотез. В оценке мощности критерия Стьюдента в качестве дисперсии взята выборочная дисперсия обоих рассматриваемых выборок.

Таблица 1

**Список гидрологических постов,  
данные наблюдений на которых использовались в исследовании**

Код поста	Река – Пункт	Площадь водосбора, км <sup>2</sup>	Высота, м	Расстояние от устья, км	Период / Длина ряда
01397	М. Анюй – Островное	30000	3,00	279	1960–1997 / 38
01623	Среднекан – Среднекан	1730	240,50	7	1934–2000 / 66
01176	Бохапча – 5,4 км от устья	13600	333,68	5,4	1934–1998 / 62
03518	Нера – Ала Чубук	22300	568,25	25	1944–2002 / 59
03483	Быгантай – Асар	40000	79,74	20	1956–2002 / 45
03414	Яна – Верхоянск	45300	124,91	850	1936–2002 / 64
03403	М. Куонапка – Джалинда	20300	30,97	103	1943–2002 / 57
09425	Турухан – Янов Стан	10100	11,92	277	1941–1999 / 51
11574	Пяку-Пур – Тарко-Сале	31400	15,25	3	1954–2001 / 48
11558	Полуй – Полуй	15100	5,67	189	1953–2001 / 48
70410	Печора – Якша	9620	118,95	1506	1936–2007 / 65
70238	Вымь – Весляна	19100	80,93	151	1937–2007 / 59
70540	Сула – Коткина	8500	8,04	101	1936–2007 / 64
70334	Пинегга – Кулогоры	36700	12,84	125	1936–2007 / 56
70309	Емца – Ж.-д. мост	1860	66,62	162	1928–2007 / 64
70047	Солза – Сухие пороги	1190	77,41	39	1936–2006 / 59
71168	Поной – Каневка	10200	124,27	114	1953–2003 / 49
71044	Ура – Ура-губа	1020	1,38	3	1935–1994 / 56

Для определения вида случайного процесса формирования максимального стока использовался показатель Херста и индекс вариации [1, 6]. Расчет показателя Херста основан на использовании зависимости отношения размаха ( $R$ ) отклонения к среднеквадратическому отклонению ( $S$ ) от продолжительности наблюдения ( $N$ ), построенные в двойном логарифмическом масштабе. При аппроксимации зависимости прямой линией определяется угловой коэффициент  $H$ , называемый показателем Херста. Подробно алгоритм расчета описан в работе [17]. В расчетах использовались удлиненные ряды слоя стока весеннего половодья начиная с 20-го члена ряда для обеспечения принятой в гидрологии погрешности оценки среднеквадратичного отклонения [5].

Основным недостатком использования показателя Херста является то, что для его надежного определения требуется значительная длина массивов данных [1]. В работах [1, 16] предложено использовать индекс амплитудной вариации случайного процесса ( $\mu$ ), который является локальной оценкой случайной составляющей ряда и для его определения достаточно несколько десятков значений. Для расчета  $\mu$  использовались зависимости изменения амплитуды ряда за выбранный временной интервал от значения интервала. Зависимости строятся в двойном логарифмическом масштабе. Подробно алгоритм расчета индекса вариации описан в работе [16]. В качестве временных интервалов для расчета  $\mu$  использованы 5, 10, 15, 20, 30 и 35 лет. Количество интервалов составило 5–7, в зависимости от длины исследуемого ряда слоя стока весеннего половодья.

Таблица 2

## Анализ стационарности многолетних рядов слоя стока весеннего половодья

Код поста	Уровень значимости								
	10 %			5 %			1 %		
	<i>t</i> -test*	<i>F</i> -test	<i>KS</i> -test	<i>t</i> -test*	<i>F</i> -test	<i>KS</i> -test	<i>t</i> -test*	<i>F</i> -test	<i>KS</i> -test
01397	+	-/1979	-/1977	+	-/1979	-/1977	+	-/1980	+
01623	+	-/1972	+	+	-/1977	+	+	-/1978	+
01176	-/1976	-/1977	-/1976	+	-/1977	+	+	+	+
03518	+	+	+	+	+	+	+	+	+
03403	+	+	+	+	+	+	+	+	+
03414	+	+	+	+	+	+	+	+	+
03483	+	+	+	+	+	+	+	+	+
09425	+	+	+	+	+	+	+	+	+
11558	-/1978	-/1979	-/1976	-/1978	-/1979	-/1977	-/1979	-/1979	-/1978
11574	+	+	+	+	+	+	+	+	+
70238	+	+	+	+	+	+	+	+	+
70047	+	-/1981	-/1969	+	-/1981	-/1969	+	-/1981	-/1969
70309	-/1968	-/1968	-/1981	-/1968	-/1968	-/1981	-/1968	-/1968	-/1981
70334	+	+	+	+	+	+	+	+	+
70410	+	+	+	+	+	+	+	+	+
70540	-/1983	-/1971	-/1985	-/1984	+	-/1985	-/1985	+	+
71044	+	+	+	+	+	+	+	+	+
71168	-/1973	+	-/1973	-/1973	+	-/1974	-/1975	+	+

Примечание. \* – (+) тренды отсутствуют на выбранном уровне значимости; (-/1978) нарушение стационарности и год, соответствующий превышению критического значения

## РЕЗУЛЬТАТЫ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

Рассчитанные слои стока весеннего половодья сравнивались с данными, опубликованными в изданиях Государственного водного кадастра: «Основные гидрологические характеристики» и «Многолетние данные о ресурсах поверхностных вод». Выборка рассчитанных и соответствующих им опубликованных данных составила 283 значения. Принимая в качестве нулевой гипотезу о равенстве оценок начальных моментов обоих распределений, были рассчитаны статистики Стьюдента, Фишера и Колмогорова–Смирнова равные 1,71, 1,21 и 0,06 соответственно. Эти значения не превышают критические на 5 %-ном уровне значимости [9, 13]. Коэффициент корреляции между рассчитанными и опубликованными значениями слоев стока составил 0,96. Полученные удлиненные ряды слоя стока весеннего половодья использованы в качестве исходного материала для дальнейшего анализа.

Рассчитанные по удлиненным рядам численные значения критериев Стьюдента (*t*-test), Фишера (*F*-test) и Колмогорова–Смирнова (*KS*-test) сравнивались с критическими значениями для различных уровней значимости ( $\alpha$ ), а превышение критических значений рассматривалось как нарушение стационарности соответствующего статистического момента. Рис. 1 иллюстрирует определение года нарушения стационарности ряда. В табл. 2 представлены результаты анализа стационарности рядов на различных уровнях значимости.

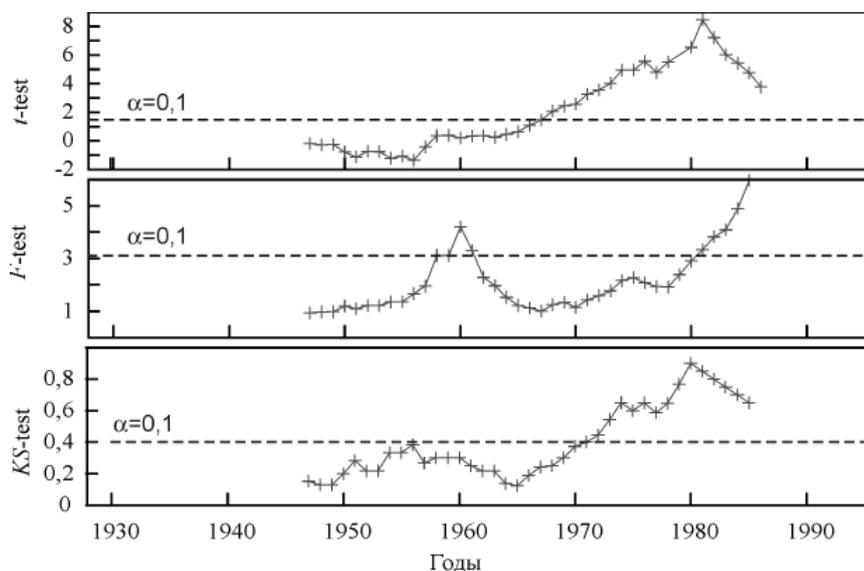


Рис. 1. Расчет критериев Стьюдента, Фишера и Колмогорова–Смирнова по скользящим 20-тилеткам и определение года нарушения стационарности рядов слоя стока весеннего половодья на 10 %-ном уровне значимости (Емца – Ж.-д. мост)

В табл. 3 представлена оценка мощности критерия Стьюдента для рядов, где выявлено нарушение стационарности по первому моменту распределения.

По результатам анализа было выявлено, что на 8 исследуемых водосборах по трем начальным статистическим моментам имеются тренды, значимые на 10, 5 и 1 %-ном уровнях значимости. Это свидетельствует о нарушении стационарности процесса формирования максимального стока на 44 % исследуемых водосборов, расположенных на территории в пределах водно-ресурсной границы Российской Арктики. При этом на 10 %-ном уровне значимости нарушение стационарности второго и третьего начального момента наблюдалось на 39 % водосборов, а первого момента лишь на 28 %. Появление трендов начальных моментов распределений следует отнести к 1978–1983 гг. Как правило, появление трендов на 1, 5 и 10 %-ном уровнях значимости выявляется в течение 1–2 лет. Большинство водосборов рек, где были выявлены тренды, располагаются в Европейской части арктической зоны (63 %) (крупные точки на рис. 2).

При объеме выборки, равном 20-ти значениям, и уровне значимости, равном 10 %, оценка мощности критерия Стьюдента составляет от 0,54 до 0,74, т.е. вероятность недопущения совершения ошибки второго рода составляет 26–46 %.

Результаты расчетов показателя Херста и индекса амплитудной вариации представлены в табл. 4. В качестве критерия точности аппроксимации по методу наименьших квадратов использовался коэффициент детерминации ( $R^2$ ), а также оценка разброса точек по критерию Фишера.

В работе [16] показано, что индекс амплитудной вариации связан с показателем Херста соотношением  $\mu = 1 - H$ . Как видно из табл. 4, в 72 % случаев это соотношение сохраняется с точностью 0,1. Такая ситуация характерна для рядов, где зависимости  $R/S = f(N/2)$  относительно хорошо ложатся на прямые, а определенные углового коэффициента более «надежно» по  $R^2$  (рис. 3, А3). В 28 % случаев однозначно определить показатель Херста не представляется возможным, поскольку точки образуют облако рассеяния (рис. 3, Б3). В этом случае кусочная аппроксимация дает более определенные результаты.

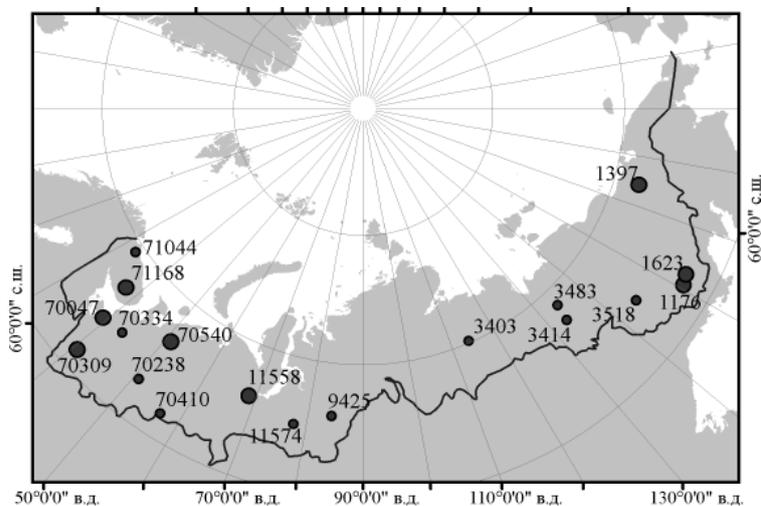


Рис. 2. Расположение водосборов, данные которых использовались при анализе однородности рядов слоя стока весеннего половодья

Нумерация пунктов соответствует табл. 1 и 2. Черной линией обозначена водно-ресурсная граница Арктического региона [2, 7]

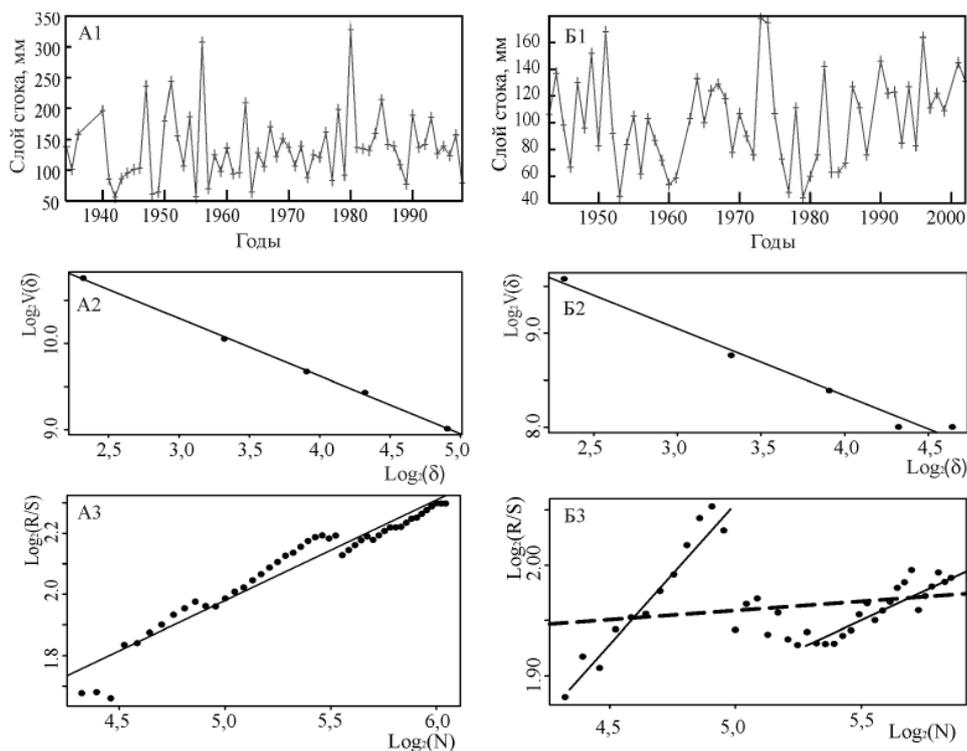


Рис. 3. Оценка вида случайного процесса формирования максимального стока (1) с использованием индекса амплитудной вариации (2) и показателя Херста (3): р. Бохалпа – 5,4 км от устья (А) и р. М. Куонапка – Джалинда (Б)

Таблица 3

## Оценка мощности критерия Стьюдента (при числе членов выборок, равном 20)

Код поста	Река – Пункт	Уровень значимости		
		10 %	5 %	1 %
01176	Бохапча – 5,4 км от устья	0,54		
11558	Полуй – Полуй	0,74	0,62	0,47
70309	Емца – Ж.-д. мост	0,62	0,61	0,60
70540	Сула – Коткина	0,67	0,71	0,53
71168	Поной – Каневка	0,65	0,65	0,58

На основании численных значений показателя Херста и индекса амплитудной вариации можно сказать, что процессы формирования стока весеннего половодья на большинстве водосборов рек Российской Арктики относятся к антиперсистентным ( $H < 0,5$  и  $\mu > 0,5$ ). Для таких процессов характерна знакопеременная тенденция в сочетании с относительно высоким уровнем зашумленности. Это означает, что тенденция увеличения (уменьшения) водности в прошлом указывает на вероятное уменьшение (увеличение) его в будущем. Уровень стохастичности рядов (тенденция в сочетании со случайной составляющей) слоя стока высок, в 83 % случаев  $\mu > 0,70$ . Ряд максимального стока р. Бытантай близок к случайному процессу типа «белого шума».

Таблица 4

## Значения показателя Херста и индекса вариации многолетних рядов слоя стока весеннего половодья рек Российской Арктики

Река – Пункт	Показатель Херста ( $H$ )	Довер. границы (95 %) $H$	$R^2$	Статист. Фишера для уравнения $\log_2(N/2) = \mu \log_2(R/S) + a_1$	Индекс вариации ( $\mu$ )	$R^2$
М. Анюй – Островное	0,36	0,35–0,38	0,99	2693	0,73	0,92
Среднекан – Среднекан	0,37	0,32–0,42	0,82	198	0,72	0,98
Бохапча – 5,4 км от устья	0,33	0,30–0,33	0,94	638	0,67	0,98
Нера – Ала Чубук	0,16	0,12–0,19	0,68	86,7	0,84	0,97
Бытантай – Асар	0,08	0,05–0,11	0,49	24,0	0,54	0,97
Яна – Верхоянск	0,13	0,10–0,15	0,75	138	0,84	0,97
М. Куонапка – Джалинда	0,02	–0,01–0,04	0,04	1,67	0,71	0,98
Турухан – Янов Стан	0,01	–0,03–0,06	0,01	0,40	0,73	0,93
Пяку-Пур – Тарко-Сале	0,23	0,18–0,28	0,78	89,9	0,87	0,86
Полуй – Полуй	0,23	0,19–0,25	0,88	196,9	0,82	0,88
Печора – Якша	0,09	0,07–0,10	0,67	99,8	0,87	0,96
Вымь – Весляна	0,27	0,24–0,31	0,85	27,6	0,87	0,99
Сула – Коткина	0,17	0,15–0,20	0,81	214	0,75	0,96
Пинега – Кулогоры	0,16	0,15–0,17	0,94	771	0,82	0,98
Емца – Ж.д. мост	0,05	0,02–0,07	0,23	17,1	0,65	0,97
Солза – Сухие пороги	0,22	0,20–0,25	0,86	290	0,92	0,98
Поной – Каневка	0,06	0,02–0,10	0,24	0,26	0,76	0,96
Ура – Ура-губа	0,22	0,17–0,27	0,70	83,2	0,81	0,91

## ВЫВОДЫ

Увеличение продолжительности рядов наблюдения за слоем стока весеннего половодья на выбранных водосборах рек Российской Арктики за последние 20–27 лет корректно дополняет данные о слое стока весеннего половодья, опубликованные в изданиях ГВК. Удлиненные ряды могут быть использованы для оценки однородности рядов максимального стока. Анализ наличия значимых отклонений нормы, коэффициентов вариации и асимметрии максимального стока показал, что появление неоднородности рядов (трендов начальных моментов распределений плотности вероятности), идентифицируемых на 1, 5 и 10 % уровнях значимости, следует отнести к началу 1980-х гг. Это свидетельствует о нарушении стационарности процесса формирования максимального стока в части территории Российской Арктики. Как правило, такие нарушения связывают с изменениями климатических характеристик, изменением свойств подстилающей поверхности и/или началом водохозяйственных мероприятий на водном объекте. Поскольку выбор исследуемых водосборов производился так, чтобы объекты не подвергались значительной антропогенной нагрузке, следует предположить, что появление трендов начальных моментов может быть обусловлено изменениями климатических характеристик, прежде всего температуры воздуха и осадков.

На 95 % водосборов до конца 1970-х гг. не было выявлено трендов начальных моментов в распределениях плотностей вероятности максимального стока. Поэтому карты СНИП [14] представляют статистические характеристики стационарного периода формирования стока весеннего половодья. Эти карты могут быть использованы для параметризации стохастической модели формирования максимального стока для рек Российской Арктики.

Временные ряды слоя стока весеннего половодья являются антиперсистентными. Для них характерна «отрицательная» память: если в прошлом наблюдалось положительное приращение водности, то в будущем с высокой вероятностью будет наблюдаться отрицательное и наоборот [16].

*Исследования выполнялись в рамках реализации ФЦП «Научные и научно-педагогические кадры инновационной России» на 2009–2013 гг. (номер гранта П740, научный руководитель: заведующий кафедрой гидрофизики и гидропрогнозов Российского государственного гидрометеорологического университета профессор В.В.Коваленко).*

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Дубовиков М.М., Крянев А.В., Старченко Н.В. Размерность минимального покрытия и локальный анализ фрактальных временных рядов // Вестник РУДН. Серия: Прикладная и компьютерная математика. Т. 3. № 1. 2004. С. 30–34.
2. Иванов В.В., Янкина В.А. Водные ресурсы Арктики, их изученность и очередные задачи исследований // Проблемы Арктики и Антарктики. 1991. Вып. 66. С. 118–128.
3. Коваленко В.В., Гайдукова Е.В., Соловьев Ф. Л. Частично инфинитное расширение фазового пространства модели формирования многолетнего речного стока для стохастически устойчивого прогнозирования катастроф // Естественные и технические науки. 2009. № 2 (40). С. 193–199.
4. Коваленко В.В. Гидрологическое обеспечение надежности строительных проектов при изменении климата. СПб.: Изд-во РГГМУ, 2009. 100 с.
5. Методические рекомендации по составлению справочника по водным ресурсам СССР. Вып. 7. Ч. 1. Половодье. Л., 1962. 107 с.
6. Найденов В.И. Нелинейная динамика поверхностных вод суши. М.: Наука, 2004. 318 с.
7. Никаноров А.М., Иванов В.В., Брызгалов В.А. Реки Российской Арктики в современных условиях антропогенного воздействия. Ростов-на-Дону, 2007. 271 с.

8. Пространственно временные колебания стока рек СССР / Под ред. Рождественского А.В. Л.: Гидрометеоздат, 1988. 375 с.
9. Рекомендации по статистическим методам анализа однородности пространственно-временных колебаний речного стока. Л.: Гидрометеоздат, 1984. 78 с.
10. Многолетние данные о режиме и ресурсах поверхностных вод. Т. 1. Вып. 12. Л.: Гидрометеоздат, 1985. С. 113–140.
11. Рождественский А.В., Чеботарев А.И. Статистические методы в гидрологии. Л.: Гидрометеоздат, 1974. 424 с.
12. Рождественский А.В., Сахарюк А.В. Обобщение критериев Стьюдента и Фишера на случай коррелированных во времени и пространстве гидрологических характеристик // Тр. ГГИ. 1981. Вып. 282. С. 51–71.
13. Рождественский А.В., Ежов А.В., Сахарюк А.В. Оценка точности гидрологических расчетов. Л.: Гидрометеоздат, 1990. 276 с.
14. СНиП 2.01.14-82. Определение расчетных гидрологических характеристик. Госстрой СССР. М.: Стройиздат, 1985. 36 с.
15. СП 33-101-2003. Определение основных расчетных гидрологических характеристик. М.: Госстрой, 2004. 74 с.
16. Старченко Н.В. Индекс фрактальности и локальный анализ хаотических временных рядов: Дисс. ... канд. физ.-мат. наук. М.: МИФИ, 2005. 122 с.
17. Butakov V., Grakovsky A. Evaluation of arbitrary time series stochastic level by Hurst parameter // Computer Modeling and New Technologies. 2005. Vol. 9. № 2. P. 27–32.

E.V.SHEVNINA

#### ANALYSIS OF MULTI-YEAR STATIONARY OF THE SPRING FLOOD FLOW TIME-SERIES FOR WATERSHEDS IN RUSSIAN ARCTIC

*The spring flood flow for northern Russian rivers watersheds are calculated for last 20–27 years according published hydrological observations. The statistically significant trends are displayed by Student, Fisher and Kolmogorov-Smirnov tests. The type of stochastic process for the spring flood flow has been identified according Hurst criterion and index of amplitude variation.*

*Keywords:* maximal flow, probability distribution, trends of statistical moments.