

СПОСОБЫ ОЦЕНКИ ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННЫХ КОЛЕБАНИЙ СТОКА (НА ПРИМЕРЕ БАССЕЙНА ВЕРХНЕЙ ОБИ)

Н.В.Горошко

Новосибирский государственный педагогический университет

goroshko1@mail.ru

Известно, что показатели речного стока характеризуются пространственно-временными колебаниями. При изучении характера колебаний важным фактором выступает размер речного бассейна, определяющий разнообразие или сравнительное однообразие физико-географических условий, которые создают внутрибассейновую картину колебания стока. Для оценки изменений водности по территории и синхронности или асинхронности ее многолетних колебаний используется ряд способов. Среди них: сравнительный анализ графиков временного ряда годового стока, кусочно-линейные тренды, осреднение рядов наблюдений по скользящим n -летиям, интегрально-разностные кривые, корреляционный анализ. Указанные способы оценки синхронности стока рассмотрены на примере рек бассейна Верхней Оби. Преобладающая часть бассейна – это горная территория, на которой создается сложная картина перераспределения физико-географических показателей, оказывающих влияние на внутрибассейновую картину стока. Комплексное использование приведенных способов позволяет подтвердить точность результатов.

Ключевые слова: речной сток, пространственные и временные колебания, способы расчета.

Величина речного стока по территории бассейна Верхней Оби, характеризуется изменением как в пространстве, так и во времени. Исследуя пространственно-временные колебания стока, необходимо учитывать размер речного бассейна. По режиму годового стока выделяют малые, средние и большие реки [Сомов, 1963]. Режим малых рек обусловлен климатическими условиями определенной физико-географической зоны и местных факторов, что определяет высокую внутрибассейновую синхронность стока. На средних реках, расположенных в пределах одной географической зоны, отмечается значительная внутрибассейновая синфазность циклических колебаний стока. Различиями во внутрибассейновом режиме водности отличаются большие реки, поскольку их бассейн находится в пределах, как правило, двух и более природных зон. Наиболее низкой синфазностью или асинфазностью стока отличаются наиболее удаленные друг от друга части бассейна больших рек.

Для оценки изменений водности по территории и синхронности или асинхронности ее многолетних колебаний использовались годовые значения стока и составленные по ним матрицы парной корреляции, кусочно-линейные тренды, интегрально-разностные кривые. В каждом из приведенных способов можно выделить как достоинства, так и недостатки (табл.1).

Таблица 1. Способы оценки синхронности стока рек

<i>Способы</i>	<i>Достоинства</i>	<i>Недостатки</i>
График временного хода годового стока	Отражает реальную динамику колебаний стока	На графике колебаний ярко выражены колебания с малой и большой продолжительностью циклов
Кусочно-линейные тренды	Отражают реальную динамику колебаний стока, позволяют выделить определенные отрезки повышения или понижения водности	Не всегда точно можно на фоне годовых значений стока выделить фазы повышения и понижения водности примерно равной продолжительности
Осреднение рядов наблюдений по скользящим n -летиям (пятилетние, десятилетние и т.п.)	Сглаживание резких колебаний за отдельные годы	Неопределенные границы циклов колебания водности вплоть до сдвига на целую фазу
Интегрально-разностные кривые	Нет смещения границ между фазами циклов большой и малой продолжительности, длительные циклы проявляются отчетливой, малые сглаживаются	По мнению ряда авторов, конфигурация кривой изменяется и определяется периодом наблюдения, поскольку рассчитывается и строится исходя из среднемноголетнего \bar{Q} , \bar{M}
Корреляционный анализ	Используют, чтобы определить, существует ли между переменными линейная зависимость; позволяет оценить сравнимые переменные, имеющие разные единицы измерения, выразив тесноту связи в пределах от -1 до +1	Отмечается изменение коэффициентов корреляции на различных отрезках временного ряда

Комплексное использование приведенных в табл. 1 способов позволяет подтвердить точность результатов.

Анализ реальной динамики колебаний годовых значений стока часто затруднен тем, что фазы повышения и понижения водности усложнены более мелкими подъемами и спадами. Можно построить кусочно-линейные тренды, но четкой уверенности в правильности выделенных главных и второстепенных фаз подъема и спада они не несут.

Чтобы циклы на графиках колебаний годового стока были легче сопоставимы, используют скользящие средние по n -летиям. Они позволяют сгладить резкие колебания водности в отдельные годы, но благодаря сглаживанию одновременно теряется определенность границ между фазами циклических колебаний и даже происходит их смещение, вплоть до сдвига на целую фазу (чем больше осреднение, тем больше сдвиг).

Представление о циклических колебаниях без эффекта смещения границ между фазами циклов большой и малой продолжительности, по мнению ряда исследователей (В.Г. Андреев и др.) [Андреев, 1953; 1959] обеспечивает использование интегральных разностных кривых, или суммарных кривых отклонений от середины. Они могут быть выражены или в абсолютных величинах, например в годовых модулях стока:

$$\sum_1^i (Mi - \bar{M}) = f(i) \quad (1)$$

где Mi – модуль стока i -го года, л·сек⁻¹·км⁻²; \bar{M} – средний многолетний модуль стока л·сек⁻¹·км⁻², $f(i)$ – площадь i -го речного бассейна, км². Или, в модульных коэффициентах:

$$\sum_1^i (ki - 1) = f(i), \quad (2)$$

где модульный коэффициент $Ki = \frac{Mi}{\bar{M}}$.

На разностной интегральной кривой отклонение среднего за какой-либо интервал времени от нормы характеризуется тангенсом угла наклона к горизонтали прямой, соединяющей точки начала и конца интервала, и численно определяется путем деления разности конечной (I_k) и начальной (I_n) ординат кривой на число лет интервала n , т. е.

$$M_{cp} - \bar{M} = \frac{I_k - I_n}{n} \quad (3)$$

или

$$K_{cp} - 1 = \frac{K_k - K_n}{n} \quad (4)$$

Напомним, что участок интегральной кривой с наклоном вверх и с положительным значением величины $M_{cp} - \bar{M}$ или $(K_{cp} - 1)$ соответствует многоводной фазе циклических колебаний стока, а участок с наклоном вниз и с отрицательным значением $(K_{cp} - 1)$ соответствует маловодной фазе.

Кроме того, для исключения влияния различной изменчивости, интегральные кривые при их сопоставлении между собой можно давать в нормированных отклонениях (т. е. приводить к $Cv = 1$) [Андреев, 1953, 1959].

Преимущества разностной интегральной кривой по сравнению с приемом осреднения по скользящим n -летиям, предлагаем рассмотреть на примере р. Бии – Бийск (рис.1). Это один из самых показательных постов, имеющих продолжительный ряд наблюдений (116 лет).

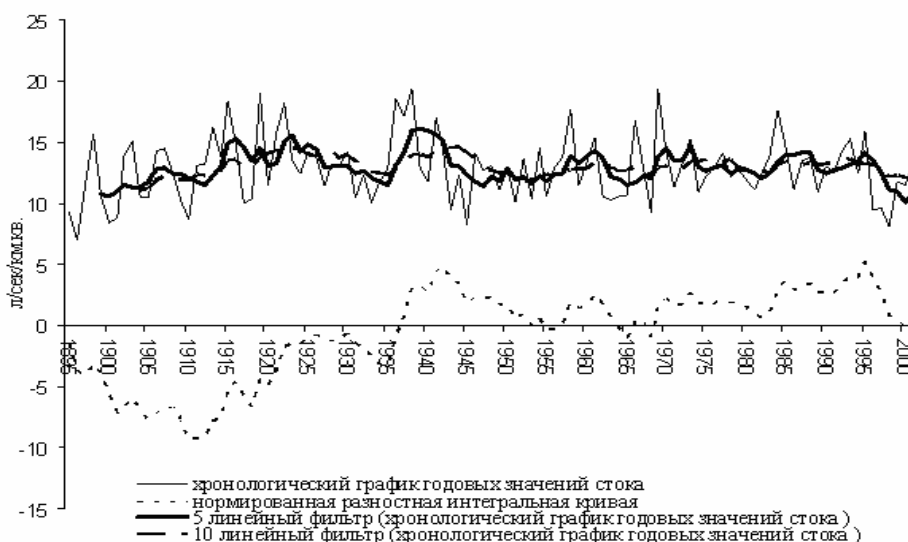


Рис. 1. Сопоставление хронологических графиков годовых и осредненных по скользящим n -летиям модулей стока с нормированной интегральной разностной кривой за период 1895–2001 гг. р. Бия – Бийск.

На верхней части рисунка сплошной линией представлен обычный календарный график колебания годовых модулей стока реки, там же нанесены разными обозначениями осредненные данные по скользящим 5- и 10-летиям. Видно, что по мере увеличения периода осреднения колебания с малой продолжительностью цикла все более сглаживаются, а длительные циклы проявляются отчетливой. Однако при этом колебания коротких циклов видоизменяются, их основные вершины и впадины сдвигаются во времени. Данная закономерность усиливается по мере увеличения периода осреднения, при этом пики оказываются там, где на хронологическом графике расположены впадины. На нижней части графика показана разностная интегральная кривая модульных коэффициентов стока. На ней положение во времени границ фаз повышений и понижений водности четко

соответствует границам фаз на обычном календарном графике.

В.Г. Андреев [1959] отметил негативный элемент при использовании разностной интегральной кривой, состоящий в том, что ее конфигурация изменяется с изменением периода и связанным с этим изменением величины среднего арифметического значения, относительно которого рассчитываются отклонения за отдельные годы и в нарастающем порядке.

Сопоставить синхронность или асинхронность колебаний водности рек и проанализировать ее рассмотренными способами проще для продолжительных рядов наблюдений. Можно выделить на графиках многоводные и маловодные циклы. В.Г. Андреев [1959] многоводный цикл рассматривает как группу последовательных значений годового стока, превышающих среднее арифметическое значение (норму), а маловодный – группу пониженных значений. Продолжительный ряд наблюдений (более 50–60 лет) в пределах бассейна Верхней Оби имеется лишь у 10 из 96 пунктов. В бассейне р. Бии таких пунктов 3; в бассейне р. Катунь – 4 (на р. Песчаная – 1, на р. Чарыш – 2).

Для исследования степени синхронности многолетних колебаний годового стока были построены интегрально-разностные кривые для пунктов с продолжительностью наблюдений более 40 лет (табл. 2). Интегрально-разностные кривые некоторых из них приведены на рис. 2а и 2б.

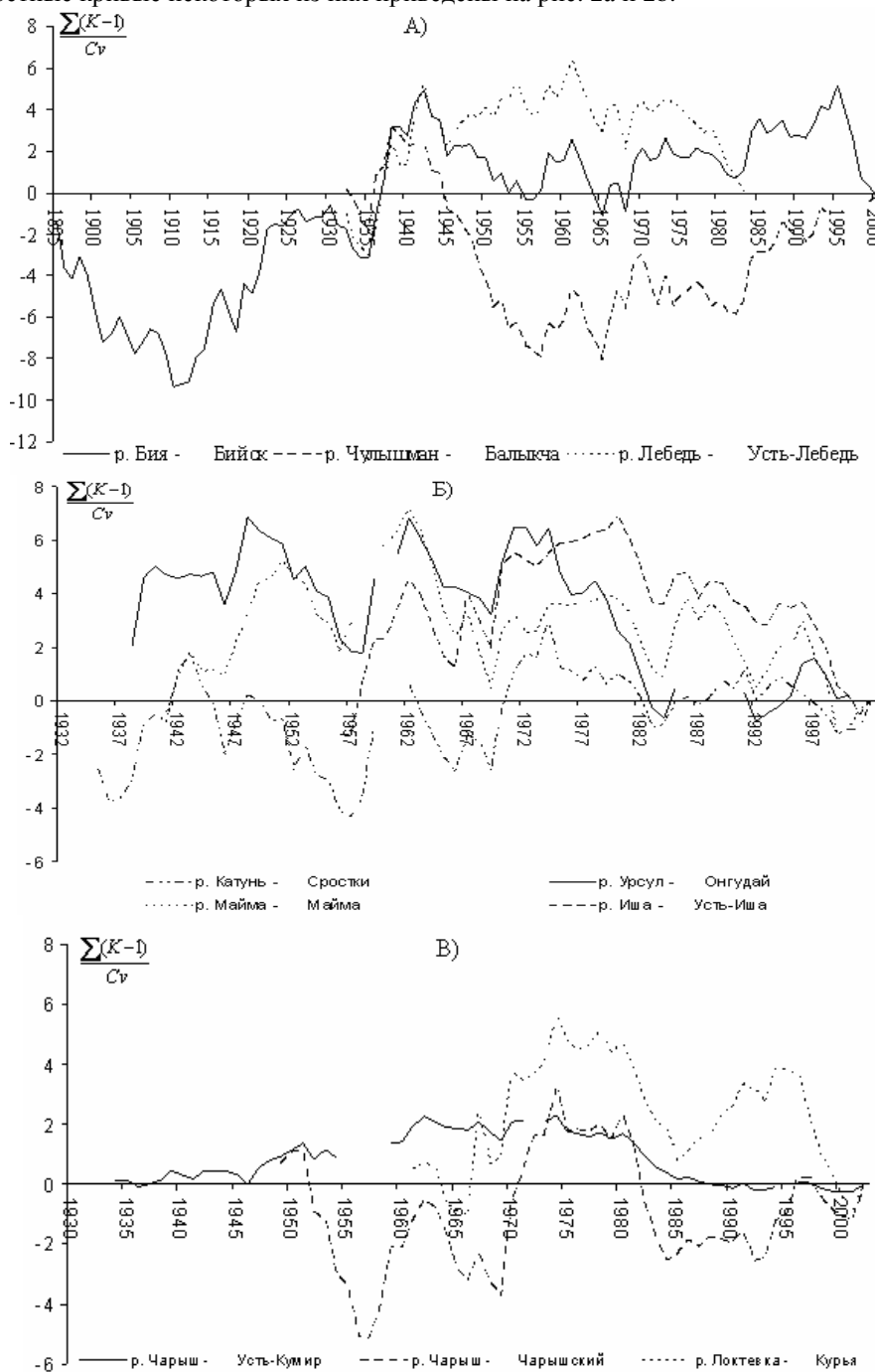


Рис. 2а. Суммарная кривая отклонений от середины модульных коэффициентов рек бассейна А) р. Бии; Б) р. Катунь; В) р. Чарыша.

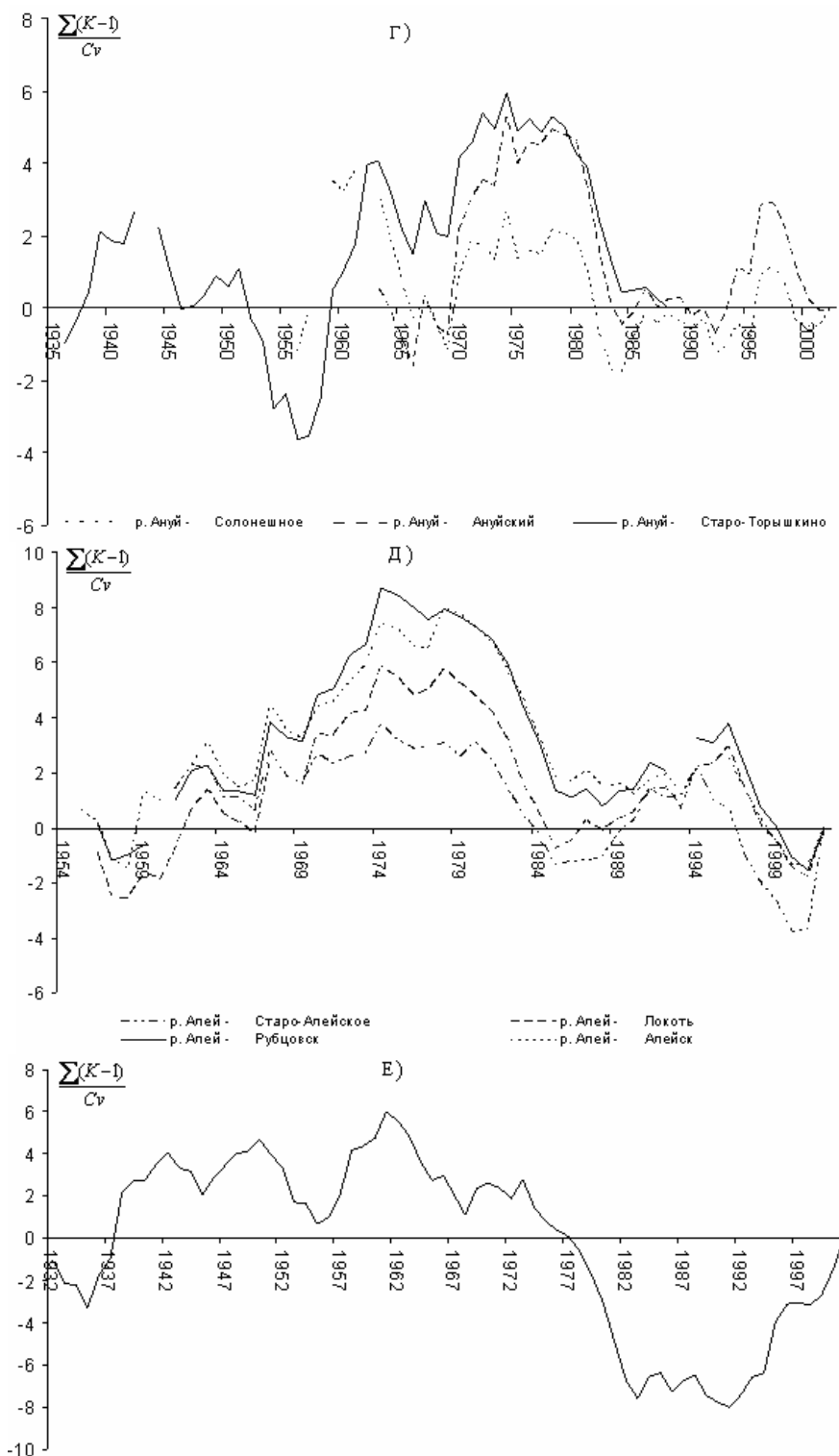


Рис. 2в. Суммарная кривая отклонений от середины модульных коэффициентов рек бассейна Г) Ануй, Д) Алея; Е) р. Песчаная – Точильное.

В бассейне р. Бии (реки Бия и Чулышман) ход колебаний водности в основном подобен. В бассейне р. Катунь (реки Катунь, Урсул и Майма) ход фаз водности в целом совпадает, лишь различается по амплитуде, значению и небольшим сдвигом относительно друг друга. В бассейне р. Чарыш – Усть-Кумир прослеживаются две крупные фазы: подъема до 1962–1963 гг. и спада до 2001 г.

В бассейнах рек Чарыш – Чарышский и Локтевка – Курья колебания водности характеризуются наличием нескольких циклов и практически совпадают во времени. В бассейне р. Ануй (р.р. Ануй – Старо-Торышкино, Ануй – Ануйский, Ануй – Солонешное) и р. Алея (р.р. Алея – Старо-Алейское, Алея – Локоть, Алея – Рубцовск, Алея – Алейск) также прослеживается синхронность колебаний водности.

Таблица 2. Пространственно-временной ход маловодных и многоводных периодов рек бассейна Верхней Оби

(↓ – маловодный период; ↑ – многоводный период; – нет наблюдений).

1895	1900	1905	1910	1915	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	Период наблюдения Река–пост
														↑			↓		↑		↓	Алей – Алейск
														↑			↓		↑		↓	Алей – Рубцовск
														↑			↓		↑		↓	Алей – Локоть
														↑			↓		↑		↓	Алей – Старо-Алейское
								↑			↓				↑		↓		↑			Ануй – Старо-Торышкино
														↑			↓		↑		↓	Ануй – Солонешное
														↑			↓		↑		↓	Ануй – Ануйский
										↑							↓					Чарыш – Усть - Кумир
											↓		↑				↓		↑		↓	Чарыш – Чарышский
													↑				↓		↑		↓	Локтевка – Курья
														↑			↓			↑	↓	Иша – Усть-Иша
										↑		↓	↑			↑	↓		↓	↑	↓	Майма – Майма
										↑		↓	↑			↑	↓		↓	↑	↓	Урсул – Онгудай
										↑		↓	↑			↑	↓		↓	↑	↓	Кагунь – Сростки
										↑		↓					↑				↓	Чулышман – Балыкча
	↓									↑		↓					↑				↓	Бия – Бийск

Исследуя многолетние колебания годового стока рек бассейна Верхней Оби с применением рассмотренных выше приемов, можно прийти к заключению об отсутствии какой-либо строгой периодичности в колебаниях годового стока. Можно сделать вывод, что в различных бассейнах крупных и средних рек Алтая особенности многолетнего хода водности могут различаться, хотя, несомненно, прослеживаются общие его черты: сохраняется общая тенденция в отклонениях стока от нормы, но с различиями в сроках наступления фаз и амплитуды циклических колебаний. Выявляется различный характер циклических колебаний стока в удаленных друг от друга районах.

Если ряд, по которому определяется норма, непродолжителен, то границы фаз циклических колебаний могут быть установлены по разностной интегральной кривой опорного стокового пункта (реки-аналога) с длинным рядом наблюдений, находящегося в том же районе синхронных колебаний, что и рассматриваемый пункт с более коротким рядом [Андреянов, 1959]. Иными словами, разностные интегральные кривые рек-аналогов можно применять для выбора из имеющегося длинного стокового ряда более короткого расчетного ряда, репрезентативного по средней величине стока.

При наличии короткого ряда по рассчитываемому пункту его репрезентативность проверяется по разностной интегральной кривой реки-аналога (с длинным рядом).

Следует включать в расчетный период возможно большее число полных циклов, состоящих из многоводной и маловодной фаз, исключая отрезки неполных циклов в начале или конце ряда наблюдений. Это приводит к некоторому снижению продолжительности расчетного периода, однако повышает его репрезентативность с точки зрения определения многолетней нормы исследуемой характеристики.

В качестве опорных аналогов для сопоставления многолетних колебаний стока в пунктах наблюдений рассматриваемого района принимались те, которые имеют наиболее длительный, по возможности непрерывный ряд измерений, составляющий примерно 40–50 лет (при C_v менее 0,40). При его выборе в расчет принимаются продолжительные циклы, распространяющиеся на большие территории. Небольшие по продолжительности циклы (в 2–4 года), накладывающиеся на основные, не учитываются.

Для рационализации техники подбора репрезентативных периодов можно воспользоваться интегральными кривыми годового стока основных рек-аналогов исследуемой территории (рис. 2а, 2б).

Сравнение рядов многолетних колебаний годового стока в различных пунктах может показать большую или меньшую степень синхронности колебаний. Характеристикой степени синхронности служит величина коэффициента парной корреляции. Если она превышает 0,70–0,80, то мы полагаем, что река-аналог может служить надежным пунктом для "приведения" среднего стока расчетного бассейна к многолетнему периоду.

Итак, бассейн-аналог, использующийся для определения нормы стока реки с коротким рядом наблюдений, должен иметь достаточно тесную корреляционную связь со стоком этой реки. Далее приведем основные факторы, определяющие парную корреляционную зависимость годового стока рек бассейна Верхней Оби, и затем вновь вернемся к решению задачи расчета нормы стока.

Для анализа степени синхронности (асинхронности) колебаний годового стока с применением корреляционного анализа нами использованы результаты наблюдений Западно-Сибирского управления гидрометеорологической службы по 2001 г. включительно. Наиболее длинный ряд имеет р. Бия – ст. Бийск (1895–2001 гг.). Выше показано, что продолжительность наблюдения на 86 гидрологических пунктах существенно различается (от 1 года до 106 лет).

Встречаются реки, для которых продолжительность наблюдений не превышает 5–10 лет. Следовательно, важно рассмотреть вопрос о влиянии выбора периода наблюдений (начало, конец, продолжительность) на количественную оценку коэффициентов парной корреляции годового стока.

Для дальнейшего анализа было отобрано 46 бассейнов с периодом совместных наблюдений, превышающим 20 лет.

Некоторые из рассмотренных бассейнов имеют достаточно длительные ряды наблюдений (совместный период с 1932 по 2001 гг.) (табл. 3), что позволяет рассчитать коэффициенты парной корреляции по десятилетиям, двадцатилетиям, тридцатилетиям и так далее.

Таблица 3. Количество пунктов с различным сроком окончания наблюдений

Бассейн реки	Всего	Конец срока наблюдения до 2001 г.		Конец срока наблюдения 2001 г.	
		Количество	Доля, %	Количество	Доля, %
Катунь	15	6	40	9	60
Бия	13	5	38	8	62
Чарыш	8	0	0	8	100
Ануй	3	1	33	2	67
Песчаная	1	0	0	1	100
Каменка	2	1	50	1	50
Алей	4	0	0	4	100
ВСЕГО	46	13	28	33	72

В результате появляется возможность проследить за изменениями коэффициентов корреляции на различных отрезках временного ряда. На рис. 3–11 приведены коэффициенты парной корреляции при различном выборе года начала (окончания) этих отрезков и для различной их продолжительности (10, 20, 30 и т.д. лет).

Установлено, что с увеличением продолжительности изменчивость коэффициентов корреляции уменьшается. Если продолжительность отрезков временной оси превышает 30–40 лет, то отклонения коэффициента

корреляции от его многолетнего значения становятся минимальными. К этому же следует добавить, что амплитуда колебаний коэффициента парной корреляции (r) по 10-, 20-, 30- и т.д. -летиям зависит от значения r за многолетний период: чем выше r , тем меньше амплитуда его колебаний.

Отмеченные особенности вполне согласуются с теоретическими выводами об оценке случайных погрешностей выборочных данных.

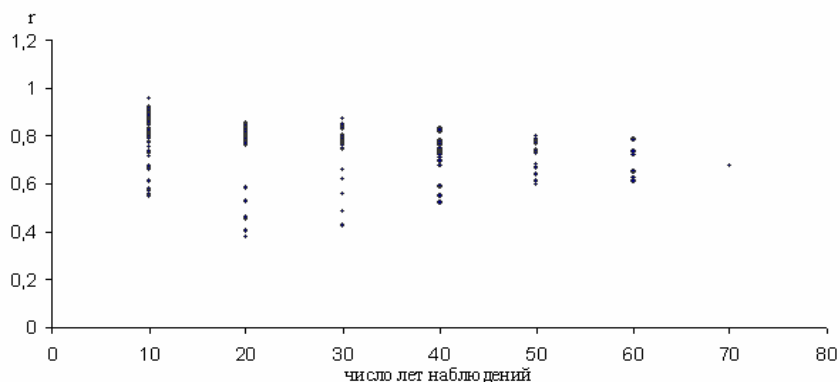


Рис. 3. Изменение коэффициента парной корреляции годового стока от продолжительности наблюдений в скользящих сериях (10, 20, 30, 40, 50, 60, 70 лет) при разных сроках начала (окончания) периода ($r_0 = 0.68$, р. Бия – Бийск – р. Песчаная – Точильное)

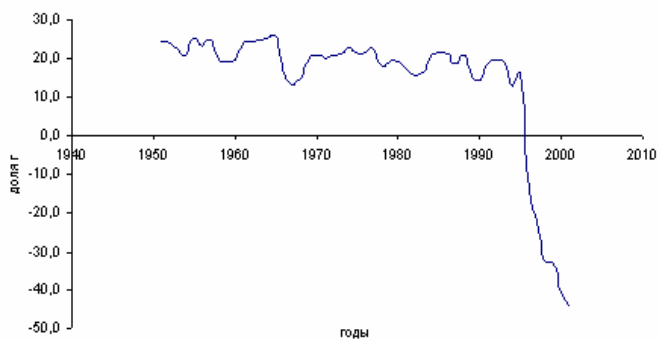


Рис. 4. Относительные отклонения коэффициента парной корреляции по 20-летиям р. Бия – Бийск, р. Песчаная – Точильное.

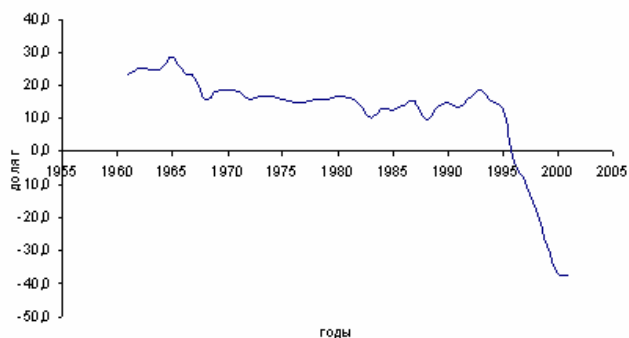


Рис. 5. Относительные отклонения коэффициента парной корреляции по 30-летиям р. Бия – Бийск, р. Песчаная – Точильное

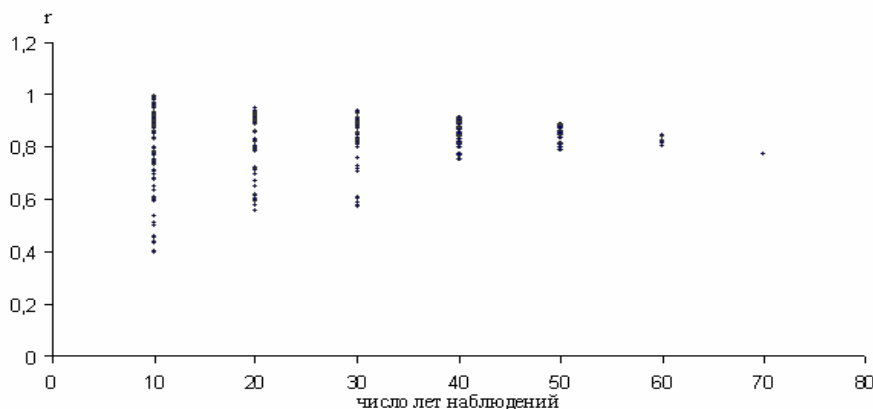


Рис. 6. Коэффициент парной корреляции годового стока в зависимости от продолжительности наблюдений (10, 20, 30, 40, 50, 60, 70 лет) при разных сроках начала (окончания) периода ($r_0 = 0.77$, рр. Бия – Бийск и Катунь – Сростки).

Из приведенных данных следует, что целесообразно проводить анализ рядов с продолжительностью свыше 40 лет совместных наблюдений, однако число таких парных вариантов существенно сократится относительно всех имеющихся пар.

Отмечается общая закономерность снижения коэффициента парной корреляции для большинства бассейнов рассматриваемой территории с конца 90-х – начало 2000-х, что объясняется тем, что амплитуда колебаний стока за последнее десятилетие несколько снизилась. Эта закономерность подтверждается интегрально-разностными кривыми, на которых в начальные периоды наблюдений размах колебаний стока был значительней, чем в последние 15–20 лет.

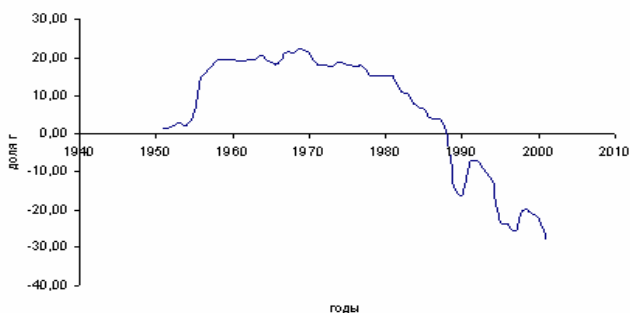


Рис. 7. Относительные отклонения коэффициента парной корреляции по 20-летиям р. Бия – Бийск, р. Катунь – Сrostки

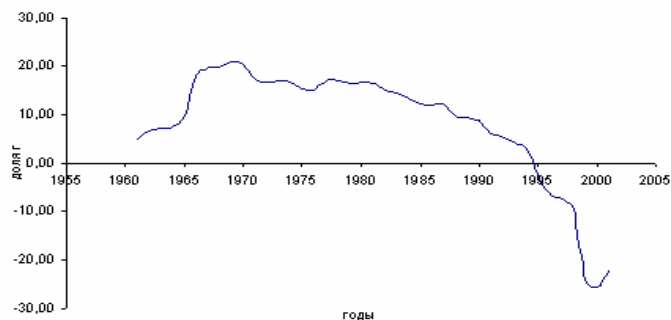


Рис. 8. Относительные отклонения коэффициента парной корреляции по 30-летиям р. Бия – Бийск, р. Катунь – Сrostки

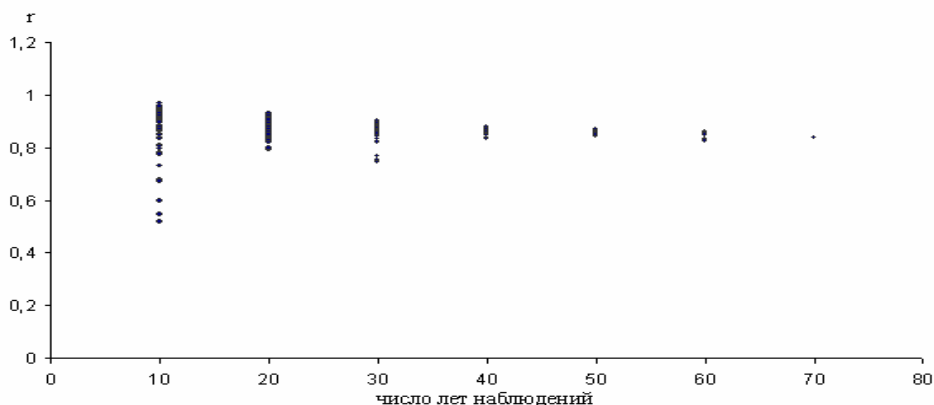


Рис. 9. Зависимость парной корреляции годового стока в зависимости от продолжительности наблюдений (10, 20, 30, 40, 50, 60, 70 лет) при разных сроках начала (окончания) периода ($r_0 = 0.84$, р. Бия – Бийск – р. Чулышман – Балыкча)

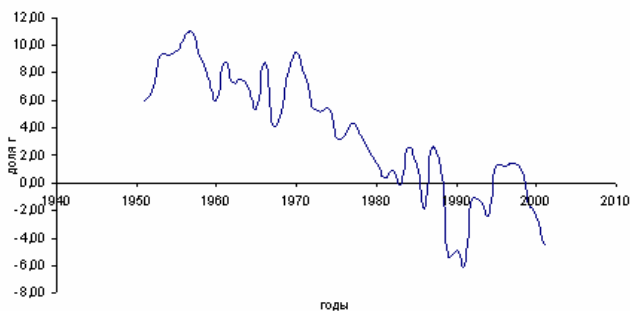


Рис. 10. Относительные отклонения коэффициента парной корреляции по 20-летиям р. Бия – Бийск, р. Чулышман – Балыкча

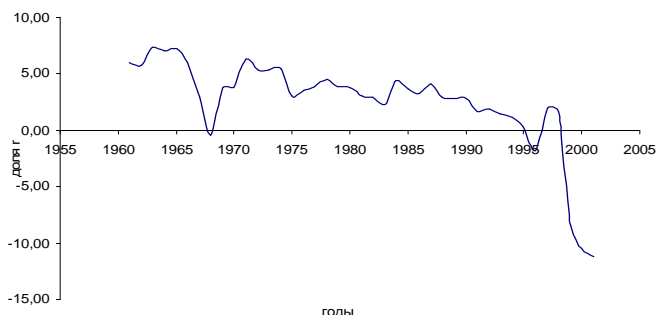


Рис. 11. Относительные отклонения коэффициента парной корреляции по 30-летиям р. Бия – Бийск, р. Чулышман – Балыкча

Показатели точности оценок выборочных коэффициентов корреляции, установленные непосредственно по материалам наблюдений, характеризуют данные табл. 4, где в шестом столбце приводится величина стандартного отклонения выборочных коэффициентов корреляции для отрезков времени ($n = 20, 30$ и т.д. лет), а седьмом столбце – амплитуда колебаний (т.е. разница максимального и минимального значений коэффициента корреляции). Максимальное отклонение рассчитанных выборочных коэффициентов корреляции от их многолетних значений относятся к случаям, когда выборка включает данные за последние 10–15 лет, причем выборочные значения r меньше многолетних.

Представляет интерес сравнение показателей случайных ошибок выборочных значений коэффициентов корреляции (столбцы 6 и 7, табл. 4), полученных по данным наблюдений, с теоретическими их оценками. Согласно В.И. Романовскому [1938], при достаточно больших n (более 20–25) средняя квадратическая ошибка коэффициента парной корреляции определяется по формуле:

$$\sigma_r = \frac{1-r^2}{\sqrt{N-1}} \cdot \quad (5)$$

Для произвольных n формула получает более сложный вид:

$$\sigma_r = \frac{1-r^2}{\sqrt{N-1}} \sqrt{1 + \frac{11r^2}{2N} + \frac{75r^2-13}{2N^2}} \quad (6)$$

Результаты вычислений σ_r по этим формулам приведены в четвертом и пятом столбцах табл. 4. Эти результаты показывают, что теоретические оценки σ_r оказываются в ряде случаев больше выборочных (шестой столбец), рассчитанных непосредственно по данным наблюдений за n -летние периоды.

Теоретический аппарат оценки случайных погрешностей выборочных данных разработан применительно к нормально распределенным и не зависимым статистическим данным. Принятый в настоящей работе расчет выборочных коэффициентов корреляции по скользящим n -летиям приводит к сильной зависимости коэффициентов парной корреляции, что дополнительно подтверждается результатами расчетов. Коэффициенты корреляции по скользящим n -летиям имеют четко выраженный сглаженный ход с высоким коэффициентом автокорреляции. Следовательно, приведенные теоретические и выборочные оценки, строго говоря, несопоставимы, так как теоретический аппарат для оценки случайных погрешностей коэффициентов корреляции скользящих n -летий не разработан. Теоретические оценки средней квадратичной ошибки по формулам (5) и (6) характеризуют отклонения коэффициентов корреляции только за счет случайной флуктуации выборочных данных. Территориальная изменчивость этих коэффициентов существенно больше за счет пространственной неоднородности условий формирования стока. Эти вопросы будут рассмотрены ниже.

Таблица 4. Показатели точности оценки парных коэффициентов корреляции

Сравниваемые бассейны	r (за много-летний период)	N	Средняя квадратичная ошибка коэффициента парной корреляции		Стандартное отклонение коэффициента корреляции по данным наблюдений за n -летние периоды	Амплитуда колебаний коэффициента корреляции по данным наблюдений за n -летние периоды
			σ_r по (5)	σ_r по (6)		
1	2	3	4	5	6	7
р. Бия – Бийск – р. Песчаная – Точильное	0.678	20	0.12	0.13	0.12	0.47
		30	0.10	0.10	0.10	0.42
		40	0.09	0.09	0.08	0.31
		50	0.08	0.08	0.06	0.20
		60	0.07	0.07	0.07	0.18
		70	0.06	0.07		
р. Бия – Бийск – р. Катунь – Сростки	0.775	20	0.09	0.10	0.12	0.39
		30	0.07	0.08	0.09	0.36
		40	0.06	0.07	0.04	0.16
		50	0.06	0.06	0.03	0.10
		60	0.05	0.05	0.01	0.04
		70	0.05	0.05		
р. Бия – Бийск – р. Чулышман – Балыкча	0.839	20	0.08	0.08	0.04	0.14
		30	0.05	0.06	0.04	0.16
		40	0.05	0.05	0.01	0.05
		50	0.04	0.04	0.01	0.03
		60	0.04	0.04	0.01	0.03
		70	0.04	0.04		

Расчеты выборочных коэффициентов корреляции по скользящим n -летиям выполнены нами с той целью, чтобы оценить возможное влияние на тесноту парных связей изменения календарных сроков начала и окончания совместных наблюдений, которые могут существенно различаться для исследуемых пунктов. Большинство рассматриваемых нами рядов наблюдений заканчиваются в 2001 г. Следовательно, коэффициенты парной корреляции в этих случаях окажутся несколько заниженными, поскольку включение последнего периода даст снижение тесноты связей годового стока. Это обстоятельство окажется более заметным при длительности рядов совместных наблюдений меньше 30 лет, и в случае средней и низкой корреляции. Таким образом, наши результаты дают некоторый «запас прочности», то есть более осторожные (несколько заниженные) оценки тесноты корреляционных связей годового стока.

Таким образом, для пространственно-временной оценки многолетних колебаний годового стока рек бассейна Верхней Оби, представляется возможным использовать ряд способов. Среди них графики временного хода годового стока, кусочно-линейные тренды, осреднение рядов наблюдений по скользящим n -летиям, интегрально-разностные кривые, корреляционный анализ. Комплексное использование приведенных способов позволяет подтвердить точность результатов. Можно прийти к заключению об отсутствии какой-либо строгой периодичности в колебаниях годового стока. Выявляется различный характер циклических колебаний стока в удаленных друг от друга районах.

Литература:

Андреянов В.Г. 1953. Методика расчета внутригодового распределения стока с учетом водности года // Тр. ГГИ. «Исследование процессов формирования паводков и методика гидрологических расчетов». Вып. 38 (92); [под ред. Д.Л. Соколовского]. Л.: Гидрометеиздат. С. 66–168.

Андреянов В.Г. 1959. Циклические колебания годового стока и их учет при гидрологических расчетах // Труды ГГИ. «Вопросы расчетов стока». Вып. 68; [под ред. А.И. Чеботарева]. Л.: Гидрометеиздат. С. 3–50.

Романовский В.И. 1938. Математическая статистика. М.-Л.: ГОНТИ НКТП СССР, 527 с.

Сомов Н.В. 1963. Асинхронность колебаний речного стока крупных рек СССР // Метеорология и гидрология. № 5. С. 14-21.

**METHODS OF ASSESSMENT OF SPATIO-TEMPORAL FLUCTUATIONS
(BASED ON THE EXAMPLE OF THE UPPER OB BASIN)**

Goroshko N.V.

A variety of methods is used to assess the alterations in the water content across a territory as well as the synchronism and asynchronism of its fluctuations over extended periods. Among them: comparative analysis of graphs showing time series of the annual flow, piecewise linear trends, flow records of sliding periods averaging, integrally differential curves. When all the methods listed above are used together, the accuracy of the results is confirmed. Analyzing fluctuations in annual streamflow of the Upper Ob basin over extended periods with the help of techniques that were listed above one may conclude that there is no rigid periodicity in the annual flow fluctuations. Different nature of the perennial cyclic runoff in remote areas is detected.

Keywords: river drain, spatial and time fluctuations, ways of analysis.

Поступила в редакцию: 13.11.2009