

УДК 556.132(476)

А.А. ВОЛЧЕК, П.И. КИРВЕЛЬ

### ПРОГНОЗИРОВАНИЕ КОЛЕБАНИЙ ИСПАРЕНИЯ С ПОВЕРХНОСТИ ВОДОЕМОВ БЕЛАРУСИ

In the article are presented the results of investigating the simulation of time series of evaporation from the aqueous surface of the reservoirs of Belarus with the aid of the simple and compound circuits of Markov. The forecast models, which reflect laws governing the fluctuations of surface evaporation of the reservoirs of Belarus' are built and its changes are shown.

Суммарное испарение и испарение с водной поверхности – основные составляющие общего круговорота воды в природе, изучение которых имеет большой практический интерес. Испарение с водной поверхности является чувствительным индикатором изменений большинства климатических факторов, поэтому достоверные данные о режиме испарения и его количественных характеристиках необходимы для анализа возможных изменений климата и антропогенных влияний на природные экосистемы. Кроме того, данные об испарении с водной поверхности требуются при решении ряда гидрологических и водохозяйственных задач, в частности для расчета водного баланса, при проектировании и эксплуатации прудов, водохранилищ и т. д.

В настоящее время все практические методы гидрологических и водохозяйственных расчетов базируются на принятии гипотезы стационарности естественного процесса многолетних колебаний природных процессов, т. е. возможности переноса определенных в прошлом режимных характеристик 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 считаться 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, возрастающая антропогенная нагрузка, глобальное изменение климата и другие факторы влияют на статистические параметры временных рядов.

#### Материал и методика

Для решения поставленной задачи нами были проанализированы материалы наблюдений за испарением с водной поверхности, начинающихся после схода снежного покрова и

льда на водосборах и продолжающихся до поздней осени, когда температура колеблется около 0 °С, по метеостанциям: Василевичи за расчетный период с 1952 по 2005 г. с месячной дискретностью, Полоцк – 1958–2005 гг., Нарочь – 1962–2005 гг., Минск – 1952–2005 гг., Полесская – 1972–2005 гг., Шарковщина – 1970–1998 гг. В связи с тем, что в рядах наблюдений имелись отдельные пропуски, нами были выполнены расчеты для их восстановления по общепринятым методикам с использованием массовых данных наблюдений и множественного регрессионного анализа. В качестве предикторов выступали климатические данные (атмосферные осадки, температура и дефициты влажности атмосферного воздуха), а также сведения об испарении с водной поверхности как за текущие, так и за предшествующие месяцы. Наблюдения за испарением с водной поверхности на метеостанции Шарковщина были прекращены в 1998 г., а на метеостанции Полесская эти наблюдения начаты только в 1972 г., поэтому данные по этим пунктам использовались для проверки некоторых полученных выводов.

Факторы, влияющие на интенсивность испарения с водной поверхности, можно условно разделить на две группы: к первой относятся глобальные факторы, которые касаются больших территорий, а ко второй – локальные. Тогда величину испарения с водной поверхности можно представить как

$$E(t) = E_{\phi}(t) \pm \Delta E_{\pi}(t), \quad (1)$$

где  $E(t)$  – величина испарения с водной поверхности в расчетном календарном году, мм;  $E_{\phi}(t)$  – фоновая составляющая испарения с водной поверхности в том же году, мм;  $\pm \Delta E_{\pi}(t)$  – отклонение фактической величины испарения с водной поверхности от фоновой, мм.

Влияние глобальных факторов на величины испарения с водной поверхности с достаточной для практических расчетов точностью можно рассчитать с помощью линейных трендов [3]:

$$E_{\phi}(t) = E_{\phi}(0) \pm \Delta E \cdot t, \quad (2)$$

где  $E_{\phi}(0)$  – величина испарения с водной поверхности на начало расчетного периода, мм;  $\Delta E$  – скорость изменения испарения с водной поверхности, мм/год;  $t$  – календарный год.

Уравнение (2) описывает фоновую составляющую испарения с водной поверхности, а разность между фактическим испарением и фоновой составляющей дает отклонение, которое определяется в основном колебаниями погодных условий и изменением локальных факторов.

Динамика локальной составляющей испарения с водной поверхности может быть представлена в виде аддитивной функции.

$$\Delta E_{\pi}(t) = E_u(t) \pm E_{\eta}(t),$$

где  $E_u(t)$  – детерминированная функция,  $E_{\eta}(t)$  – случайная составляющая.

Функцию  $E_u(t)$  часто удается подобрать так, что процесс  $E_{\eta}(t)$  оказывается значительно более простым, чем  $\Delta E_{\pi}(t)$ , и тогда решение задач существенно упрощается.

Для стационарных процессов практический интерес представляет выявление закономерностей в динамике испарения с водной поверхности: 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]:

$$E_u(t) = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i \cdot \varphi_i(t),$$

где  $\varphi_1(t) \dots \varphi_k(t)$  – 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  $E_1 \dots E_n$ .

Когда тренд явно не выражен, необходимо рассматривать совместно выборочные автокорреляционную (АКФ) и частную автокорреляционную (ЧАКФ) функции данного процесса, с

помощью которых определяются характер изменения годового стока рек. При этом используются следующие критерии оценки степени нестационарности процесса и выбора модели [1, 4, 6], приведенные в табл. 1.

Таблица 1

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 экспоненциально затухает	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 экспоненциально затухает	Скользящее среднее второго порядка (СС(2))
Экспоненциально затухает начиная с $\tau = 1$ (затухание может быть монотонным или осциллирующим)	Экспоненциально затухающие значения ординат либо монотонно осциллируют	Авторегрессия и скользящее среднее первого порядка (АРСС(1))

Вклад случайной составляющей в величину испарения с водной поверхности можно определить как

$$E_{\eta}(P_{\%}) = \bar{E}_{\eta}(\Phi_{P_{\%}} \cdot C_v + 1),$$

где  $\bar{E}_{\eta}$  – среднее значение случайной составляющей испарения с водной поверхности, мм;  $\Phi_{P_{\%}}$  – число Фостера расчетной обеспеченности  $P_{\%}$ ;  $C_v$  – коэффициент вариации.

С использованием стандартных статистических методов находят значения средней величины случайной составляющей ( $\bar{E}_{\eta}$ ), коэффициенты вариации ( $C_v$ ) и асимметрии ( $C_s$ ). По найденным параметрам строят теоретическую кривую обеспеченности, по таблице случайных чисел путем розыгрыша моделируются значения обеспеченности ( $P_i$ ). Таким образом, имея некоторый ограниченный объем информации, при принятом законе распределения можно получить временной ряд величин испарения с водной поверхности практически неограниченной длины.

Для исследования цикличности использованы автокорреляционные функции (АКФ). Спектрально-временной анализ (СВАН) динамики испарения с водной поверхности выполнен нами ранее в работе [3].

При статистическом анализе временных рядов были использованы следующие методики:

– для выявления тенденций изменений – хронологические месячные графики колебаний и разностные интегральные кривые;

– для оценки различий в статистических параметрах – критерий Стьюдента и критерий Фишера:

$$t = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{n_x \cdot \hat{\sigma}_x^2 + n_y \cdot \hat{\sigma}_y^2}} \cdot \sqrt{\frac{n_x \cdot n_y \cdot (n_x + n_y - 2)}{n_x + n_y}}; \quad (3)$$

$$F = \frac{\hat{\sigma}_x^2}{\hat{\sigma}_y^2}; \quad (4)$$

где  $\bar{x}$ ,  $\bar{y}$  – выборочные средние;  $\hat{\sigma}_x^2$  и  $\hat{\sigma}_y^2$  – выборочные дисперсии;  $n_x$  и  $n_y$  – объемы выборок.

Полученные значения  $t$  критерия Стьюдента и  $F$ -критерия Фишера сравнивались с их критическими значениями при заданном уровне значимости  $\alpha = 5\%$ . Если  $t > t_{\alpha}$ , принимается гипотеза статистического различия двух выборочных средних, а при  $F > F_{\alpha}$  – гипотеза статистического различия в колебаниях рассматриваемых рядов.

### Результаты и их обсуждение

Временной ход колебаний испарения с водной поверхности отслеживался с помощью хронологических графиков и разностных интегральных кривых. Анализ месячных величин испарения с водной поверхности по метеостанциям Беларуси свидетельствует о наличии в многолетнем ходе этих значений статистически значимых на 95 % уровне линейных трендов. На

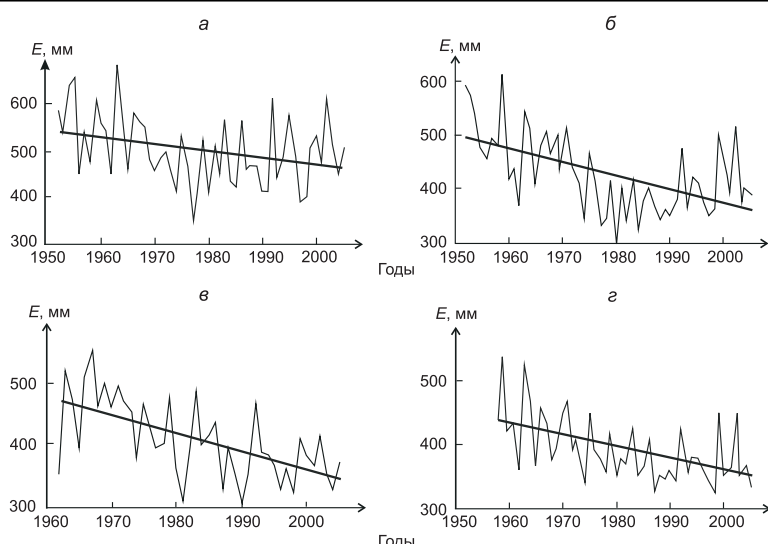


Рис. 1. Хронологический ход испарения с водной поверхности за май – октябрь по метеостанциям: а – Василевичи; б – Минск; в – Нарочь; г – Полоцк

рис. 1 приведен хронологический ход и линейный тренд величины испарения с водной поверхности за май – октябрь по метеостанциям Беларуси. Из рисунка видно, что величина испарения с водной поверхности, как правило, убывает, но скорости этого процесса разнятся по территории. Это связано с особенностями ветровой структуры, сформировавшейся на территории Беларуси в современных условиях [5]. Полученные результаты хорошо согласуются с выводами, приведенными в работе В.Ф. Логинова [3].

Эмпирические кривые обеспеченности для временных рядов испарения с водной поверхности для всех периодов соответствуют распределению Пирсона III типа

при различных сочетаниях  $C_s=(1-3)C_v$ . Поскольку функция распределения вероятностей испарения с водной поверхности при таких оценках параметров незначительно отличается от функции нормального распределения, применение параметрических критериев для проверки статистических гипотез можно считать допустимым. Гистограммы, построенные для величин испарения с водной поверхности за май – октябрь, свидетельствуют, что распределение близко к нормальному.

В табл. 2 представлены выборочные оценки основных статистических параметров временных рядов испарения с водной поверхности за время инструментальных наблюдений по метеостанциям Беларуси.

Таблица 2

**Основные статистические характеристики испарения с водной поверхности на территории Беларуси**

Метеостанции	Расчетный период, годы	Интервал осреднения	Величина испарения, мм	Коэффициенты		
				вариации	асимметрии	автокорреляции
Василевичи	1952–2005	Май	100	0,16	-0,13	0,11
		Июнь	107	0,22	0,64	0,14
		Июль	108	0,24	0,58	0,18
		Август	94	0,22	0,79	-0,18
		Сентябрь	61	0,21	0,67	0,37
		Октябрь	33	0,16	0,37	0,03
		<b>Май – октябрь</b>	<b>502</b>	<b>0,15</b>	<b>0,42</b>	<b>0,12</b>
Минск	1952–2005	Май	82	0,19	0,09	0,22
		Июнь	91	0,22	0,61	0,27
		Июль	94	0,28	0,87	0,20
		Август	82	0,22	0,75	0,12
		Сентябрь	52	0,23	0,39	0,45
		Октябрь	28	0,21	0,24	0,26
		<b>Май – октябрь</b>	<b>428</b>	<b>0,17</b>	<b>0,61</b>	<b>0,44</b>
Нарочь	1962–2005	Май	80	0,23	0,56	0,20
		Июнь	89	0,25	0,76	0,49
		Июль	87	0,25	0,44	0,33
		Август	78	0,24	0,25	0,34
		Сентябрь	47	0,23	0,46	0,37
		Октябрь	26	0,17	0,19	0,12
		<b>Май – октябрь</b>	<b>407</b>	<b>0,15</b>	<b>0,36</b>	<b>0,43</b>
Полоцк	1958–2005	Май	75	0,19	0,16	-0,09
		Июнь	86	0,21	0,56	0,34
		Июль	87	0,19	0,59	-0,03
		Август	73	0,18	1,26	0,03
		Сентябрь	46	0,16	0,55	0,30
		Октябрь	27	0,16	0,07	-0,01
		<b>Май – октябрь</b>	<b>394</b>	<b>0,13</b>	<b>1,00</b>	<b>0,15</b>

*Анализ однородности рядов испарения с водной поверхности*

Рассмотрим устойчивость выборочных статистик (средних, коэффициентов вариации, коэффициентов автокорреляции) при изменении периодов осреднения применительно к месячным величинам испарения с водной поверхности и их сумме за май – октябрь за период инструментальных наблюдений. При этом исследуемый временной ряд разбивался на два периода: с начала наблюдений по 1985 г. включительно и с 1986 г. (начало роста среднегодовых температур воздуха) по 2005 г. Для оценки различий в режиме испарения с водной поверхности использованы статистические критерии Стьюдента (оценка выборочных средних (3)) и Фишера (оценка выборочных дисперсий (4)). В табл. 3 приведены основные статистические параметры для этих интервалов, а также результаты статистической проверки на однородность.

Таблица 3

**Основные статистические параметры испарения с водной поверхности на территории Беларуси для различных интервалов**

Метеостанции	Расчетные периоды, годы	Интервал осреднения	Величина испарения, мм	Коэффициенты	
				вариации	автокорреляции
Василевичи	1952–1985 1986–2005	Май	101/98	0,16/0,17	0,20/–0,02
		Июнь	<b>111/100</b>	0,22/0,19	0,16/–0,09
		Июль	108/107	0,25/0,22	0,26/0,06
		Август	94/94	0,22/0,23	–0,20/–0,16
		Сентябрь	<b>63/57</b>	<b>0,22/0,16</b>	0,36/0,16
		Октябрь	33/33	0,17/0,16	0,03/–0,09
		<b>Май – октябрь</b>	509/489	0,15/0,13	0,19/–0,03
Минск	1952–1985 1986–2005	Май	82/82	<b>0,18/0,21</b>	0,22/0,25
		Июнь	<b>97/82</b>	<b>0,22/0,18</b>	0,21/0,00
		Июль	98/86	<b>0,29/0,26</b>	<b>0,35/–0,32</b>
		Август	85/77	0,23/0,20	0,09/0,09
		Сентябрь	<b>55/46</b>	0,22/0,21	0,37/0,31
		Октябрь	29/26	0,19/0,21	0,10/0,19
		<b>Май – октябрь</b>	<b>446/398</b>	<b>0,18/0,12</b>	0,46/0,02
Нарочь	1962–1985 1986–2005	Май	83/76	<b>0,18/0,28</b>	0,08/0,14
		Июнь	<b>101/74</b>	<b>0,20/0,18</b>	<b>0,31/–0,33</b>
		Июль	<b>94/79</b>	0,23/0,24	<b>0,46/–0,15</b>
		Август	<b>84/70</b>	0,24/0,21	0,27/0,20
		Сентябрь	<b>51/43</b>	<b>0,26/0,13</b>	0,27/0,18
		Октябрь	25/27	0,18/0,17	0,17/0,07
		<b>Май – октябрь</b>	<b>438/369</b>	<b>0,14/0,11</b>	0,21/–0,07
Полоцк	1958–1985 1986–2005	Май	78/72	0,18/0,18	–0,18/–0,05
		Июнь	<b>93/76</b>	0,18/0,18	0,26/–0,14
		Июль	89/83	0,19/0,19	<b>0,23/–0,53</b>
		Август	75/69	0,19/0,17	–0,01/–0,04
		Сентябрь	<b>49/43</b>	<b>0,17/0,11</b>	0,12/0,21
		Октябрь	<b>28/25</b>	0,16/0,15	–0,20/0,02
		<b>Май – октябрь</b>	<b>412/369</b>	0,13/0,10	0,06/–0,32

Примечание. Выделены статистически значимые различия между величинами.

В результате анализа выборочных средних величин испарения с водной поверхности, коэффициентов вариации и автокорреляции по метеостанциям Беларуси статистически значимые различия были установлены практически по всем месяцам и метеостанциям (см. табл. 3), что подтверждает ранее сделанные выводы, свидетельствующие об изменении климатических условий за последние 15–20 лет.

*Построение прогнозных моделей*

В нашем случае АКФ и ЧАКФ имеют сложный характер. Для всех метеостанций характерна явно выраженная статистически значимая корреляция при сдвиге  $\tau=3$  и  $\tau=1$ , тогда как все остальные значения их ординат статистически незначимы и имеют, как правило, положительные значения (рис. 2).

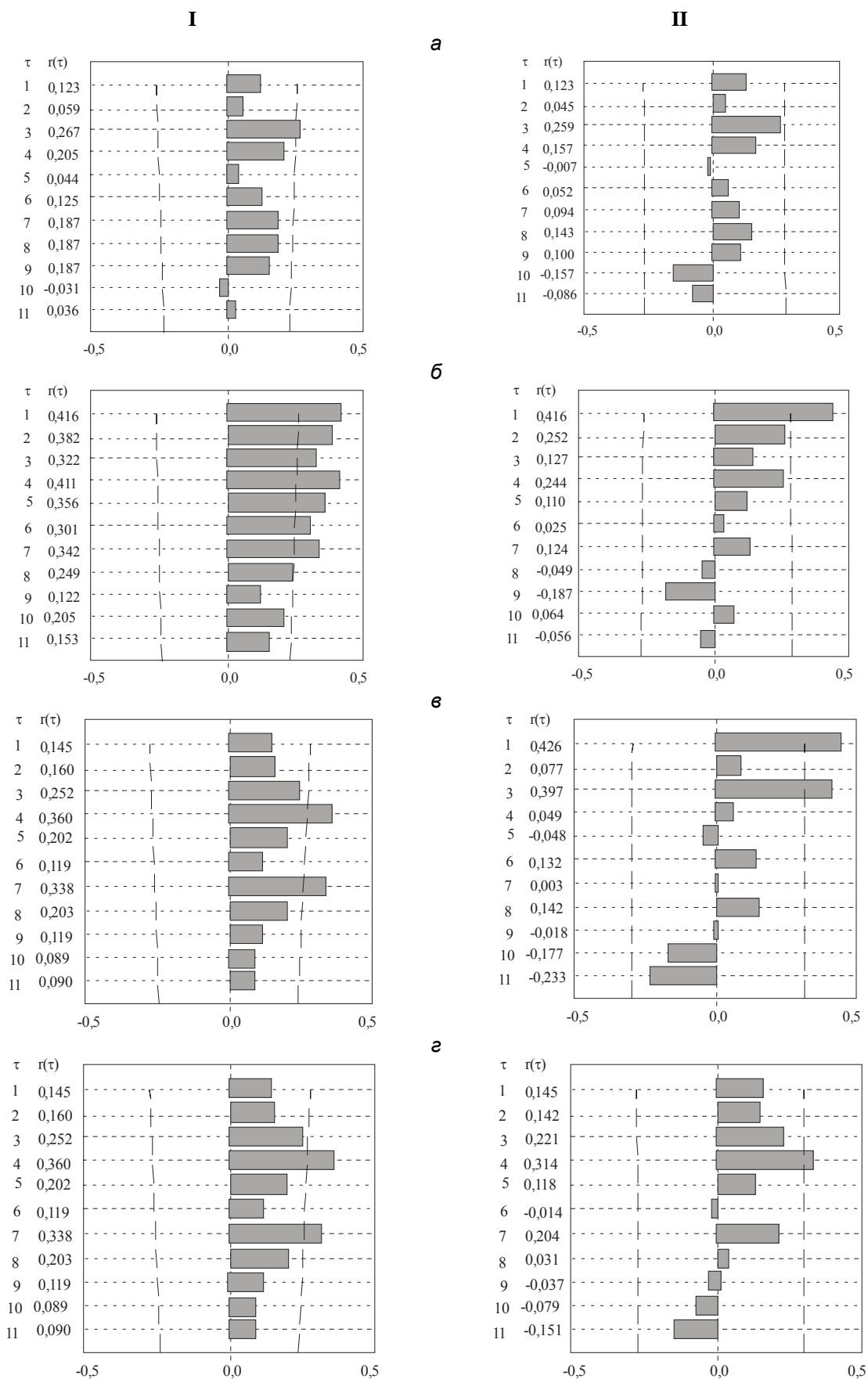


Рис. 2. Автокорреляционная функция (I) и частная автокорреляционная функция (II) временных рядов испарения с водной поверхности за май – октябрь по метеостанциям: а – Василевичи; б – Минск; в – Нарочь; г – Полоцк

Прогнозные модели испарения с водной поверхности водоемов Беларуси за отдельные интервалы времени

Метеостанции	Период осреднения	Характеристики модели, вид модели	Коэффициент корреляции
Василевичи	Июнь	$E(t) = 99,54 + 0,430 \cdot E(t-3) - 0,397 \cdot E(t-6)$	0,51
	Сентябрь	$E(t) = 35,31 + 0,371 \cdot E(t-1) - 0,259 \cdot E(t-5) + 0,304 \cdot E(t-8)$	0,57
Минск	Июнь	$E(t) = 36,28 + 0,196 \cdot E(t-3) + 0,369 \cdot E(t-7)$	0,51
	Июль	$E(t) = 49,18 + 0,205 \cdot E(t-2) + 0,308 \cdot E(t-4) + 0,228 \cdot E(t-5) - 0,293 \cdot E(t-9)$	0,50
	Сентябрь	$E(t) = 18,67 + 0,362 \cdot E(t-1) + 0,261 \cdot E(t-8)$	0,51
	Октябрь	$E(t) = 12,98 + 0,324 \cdot E(t-1) - 0,137 \cdot E(t-2) + 0,270 \cdot E(t-6) + 0,245 \cdot E(t-8) - 0,191 \cdot E(t-9)$	0,52
	Май – октябрь	$E(t) = 196,87 + 0,331 \cdot E(t-4) + 0,179 \cdot E(t-7)$	0,48
Нарочь	Июнь	$E(t) = 25,01 + 0,412 \cdot E(t-1) + 0,266 \cdot E(t-6)$	0,56
	Сентябрь	$E(t) = 49,18 + 0,205 \cdot E(t-2) + 0,308 \cdot E(t-4) + 0,228 \cdot E(t-5) - 0,293 \cdot E(t-9)$	0,50
	Май – октябрь	$E(t) = 145,99 + 0,300 \cdot E(t-1) + 0,319 \cdot E(t-3)$	0,54
Полоцк	Июнь	$E(t) = 54,56 + 0,155 \cdot E(t-1) + 0,183 \cdot E(t-4) - 0,303 \cdot E(t-5) + 0,285 \cdot E(t-7)$	0,50
	Сентябрь	$E(t) = 22,25 + 0,346 \cdot E(t-1) + 0,153 \cdot E(t-6)$	0,41
	Май – октябрь	$E(t) = 249,2 - 0,264 \cdot E(t-1) + 0,368 \cdot E(t-7) + 0,225 \cdot E(t-8)$	0,52

Нами предпринята попытка описать колебания испарения с водной поверхности с помощью сложной модели Маркова со сдвигом до 11 лет. На основании анализа цикличности во временных рядах с помощью АКФ и ЧАКФ удалось построить ряд прогнозных моделей, позволяющих дать оценку динамики процесса вперед на год. При этом не для всех метеостанций и временных интервалов осреднения удается построить соответствующие прогнозные модели. Результаты регрессионно-корреляционного анализа представлены в табл. 4, где приведены статистически значимые модели, для построения которых использовались данные с начала наблюдений по 1999 г. Период с 2000 по 2005 г. служит для проверки полученных прогнозных моделей. На рис. 3 представлены результаты прогноза для рассматриваемых метеостанций за июнь и сентябрь. Проверка моделей на независимом материале показала их удовлетворительную сходимость. Полученные модели отражают закономерности колебаний испарения с водной поверхности и могут использоваться для краткосрочного прогноза.

\* \* \*

При анализе закономерностей многолетних колебаний испарения с водной поверхности использование методов теории случайных процессов должно сочетаться с анализом генезиса рассматриваемого явления и определяющих его природно-хозяйственных факторов, прежде всего климатических. Поставленная проблема требует даль-

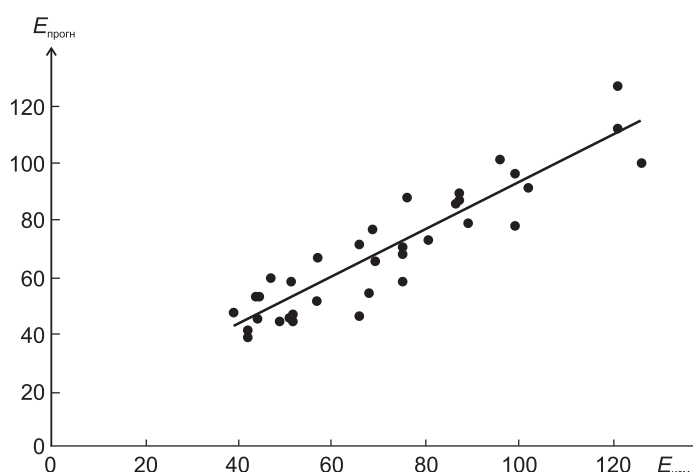


Рис. 3. Зависимость наблюдаемых и спрогнозированных величин испарения с водной поверхности для июня и сентября:  $E_{\text{прогн}} = 0,830 + 10,053 \cdot E_{\text{изм}}$  ( $r = 0,92$ )

нейших всесторонних исследований, так как изменение режима испарения потребует пересмотра нормативов при проектировании водохозяйственных объектов и разработки компенсационных мероприятий. Вся сложность построения прогнозных моделей заключается в их индивидуальности, наличии большого объема исходной информации и невозможности оперативной оценки полученных результатов. Кроме того, дополнительные трудности создает неоднородность временных рядов.

1. Исмаилов Г.Х., Федоров В.М. // Вод. ресурсы. 2001. Т. 28. № 5. С. 517.
2. Раткович Д.Я. Многолетние колебания речного стока. Л., 1976.
3. Логинов В.Ф., Волчек А.А. // География и природ. ресурсы. 2005. № 2. С. 137.
4. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов, прогноз и управление. М., 1974. Вып. 1.
5. Логинов В.Ф., Волчек А.А., Волобуева Г.В. // Природ. ресурсы. 2005. № 4. С. 5.
6. Логинов В.Ф., Волчек А.А. // Вод. ресурсы. 2006. Т. 33. № 6. С. 635.

Поступила в редакцию 27.11.07.

**Александр Александрович Волчек** – доктор географических наук, профессор, заместитель директора по научной работе Полесского аграрно-экологического института НАН Беларуси.

**Павел Иванович Кирвель** – аспирант кафедры общего землеведения. Научный руководитель – кандидат биологических наук, заведующий лабораторией НИЛ озероведения Б.П. Власов.