

Прогнозирование колебаний суммарного испарения на территории Беларуси

Аннотация. В статье изложены результаты исследования моделирования временных рядов суммарного испарения на территории Беларуси с помощью простой и сложной цепей Маркова. Получены статистические параметры суммарного испарения для различных интервалов осреднения. С помощью автокорреляционной функции получены прогнозные модели колебания суммарного испарения.

Ключевые слова: суммарное испарение, линейные тренды, временные ряды, модели гистограммы распределения.

Abstract. In the article the author presents the results of the study of time series of total evaporation of Belarus with the help of simple and complex Markov chains. The statistical parameters of evapotranspiration for different averaging intervals are received. Using the autocorrelation function forecasting models of total evaporation fluctuations are received.

Key words: evapotranspiration, linear trends, time series, models, the histogram of the distribution.

Суммарное испарение и испарение с водной поверхности являются основными составляющими общего круговорота воды в природе. Их изучение имеет большой научный и практический интерес. Испарение является чувствительным индикатором изменений большинства климатических факторов, поэтому надежные данные о режиме испарения и его количественных характеристиках необходимы для анализа возможных антропогенных влияний и изменений климата на природные экосистемы. Данные об испарении требуются также при решении ряда гидрологических и водохозяйственных задач, в частности, 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 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 суммарного испа-

рения в ее традиционной интерпретации не может быть признана перспективной при разработке методов прогнозирования [1]. Во-первых, предел предсказуемости стохастических моделей на основе марковской последовательности первого порядка равен одному — двум годам при обеспеченности прогноза $\leq 60\%$ [2]. Во-вторых, в результате возрастающей антропогенной нагрузки, глобального изменения климата и других факторов могут изменяться 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 гидрологических величин в многомерном пространстве вектора-предиктора, выявленных в предшествующий период с помощью уравнений множественной линейной регрессии. Кусочно-линейные уравнения линейной регрессии, нейронных сетей и др. определяют прогнозные значения гидрологических величин.

В настоящее время в Беларуси наблюдения за суммарным испарением ведутся на четырех агрометеостанциях: Василевичи, Шарковщина, Полесская, Волковыск. Наблюдения за испарением начинают весной, после схода снежного покрова и льда на водосборах, и продолжают до поздней осени, когда температура колеблется около 0°C .

Для решения поставленной задачи нами проанализированы материалы наблюдений за суммарным испарением по агрометеостанциям: Василевичи за период с 1959 по 2011 гг. с месячной дискретностью, Шарковщина — 1962-2011 гг., Полесская — 1980-2011 гг., Волковыск — 1981-2011 гг. В связи с тем, что в рядах наблюдений имелись пропуски, нами выполнены расчеты по восстановлению их. Для этих целей использовались общепринятые методы расчета с использованием массовых данных наблюдений, а также множественный регрессионный анализ. В качестве предикторов выступали климатические данные (атмосферные осадки, температура и дефициты влажности атмосферного воздуха), а также величины суммарного испарения, как за текущие месяцы, так и за предшествующие.

Факторы, влияющие на интенсивность суммарного испарения, можно условно разделить на две группы. К первой группе относят глобальные факторы, которые касаются больших территорий, а ко второй — локальные факторы. Тогда величину суммарного испарения можно представить как:

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

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

Влияние глобальных факторов на величины суммарного испарения, с достаточной для практических расчетов точностью, можно описать с помощью линейных трендов:

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

где $E_{\phi}(0)$ — величина суммарного испарения на начало расчетного периода, мм; ΔE — скорость изменения суммарного испарения, мм/год; t — календарный год.

Уравнение (2) описывает фоновую составляющую суммарного испарения, а разность между фактическим испарением и фоновой компонентой составит отклонения, которые определяются, в основном, колебаниями погодных условий и изменением локальных факторов.

Динамика локальной составляющей суммарного испарения может быть представлена в виде аддитивной функции.

$$\Delta E_{\lambda}(t) = E_u(t) \pm E_{\eta}(t) \quad (3),$$

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 $\Delta E_{\lambda}(t)$, и тогда решение задач, связанных с этими процессами, существенно упрощается.

Для стационарных процессов практический интерес представляет выявление закономерностей в динамике суммарного испарения: 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]:

$$E_u(t) = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i \cdot \varphi_i(t) \quad (4),$$

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 определяют характер изменения суммарного испарения. При этом используются следующие критерии оценки степени нестационарности процесса и выбора модели [1, 3], приведенные в табл. 1.

Таблица 1

Критерии нестационарности процесса и выбора модели

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

Вклад случайной составляющей в величину суммарного испарения можно определить как:

$$E_{\eta}(P_{\%}) = \bar{E}_{\eta}(\Phi_{P_{\%}} \cdot C_v + 1) \quad (5),$$

где \bar{E}_{η} — среднее значение случайной составляющей суммарного испарения, мм; $\Phi_{P_{\%}}$ — число Фостера расчетной обеспеченности $P_{\%}$; C_v — коэффициент вариации.

Используя стандартные статистические методы, находят значения средней величины случайной составляющей (\bar{E}_{η}), 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, можно получить, при принятом законе распределения, временной ряд урожайности практически неограниченной длины.

При статистическом анализе временных рядов использованы следующие методики:

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

— для оценки различий в статистических параметрах использовались критерии Стьюдента и Фишера:

$$t = \frac{\bar{E}_1 - \bar{E}_2}{\sqrt{n_{E_1} \cdot \hat{\sigma}_{E_1}^2 + n_{E_2} \cdot \hat{\sigma}_{E_2}^2}} \cdot \sqrt{\frac{n_{E_1} \cdot n_{E_2} \cdot (n_{E_1} + n_{E_2} - 2)}{n_{E_1} + n_{E_2}}} \quad (6);$$

$$F = \frac{\hat{\sigma}_{E_1}^2}{\hat{\sigma}_{E_2}^2} \quad (7);$$

где \bar{E}_1 , \bar{E}_2 — выборочные средние; $\hat{\sigma}_{E_1}^2$ и $\hat{\sigma}_{E_2}^2$ — выборочные дисперсии; n_{E_1} и n_{E_2} — объемы выборок.

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

Временной ход колебаний суммарного испарения отслеживался с помощью хронологических графиков и разностных интегральных кривых. Анализ месячных величин суммарного испарения по агрометеостанциям Беларуси свидетельствует о наличии в многолетнем ходе этих значений статистически значимых на 95%-ном уровне линейных трендов. На рис. 1 как пример приведен хронологический ход и линейный тренд величин суммарного испарения за отдельные месяцы и вегетационный период по агрометеостанциям Василевичи и Шарковщина, как имеющие наибольший период наблюдений. Величина суммарного испарения в целом за вегетационный период имеет тенденцию к убыванию только по агрометеостанции Василевичи, для остальных метеостанций каких-либо изменений не наблюдается. Более сложная картина просматривается для месячных интервалов осреднения. Это связано с особенностями ветровой структуры, сформировавшимися на территории Беларуси в современных условиях [4].

Эмпирические кривые обеспеченности для временных рядов суммарного испарения для всех периодов соответствуют распределению Пирсона III типа при различных сочетаниях $C_s=(1...3)C_v$. Поскольку функция распределения вероятностей суммарного испарения при таких оценках параметров незначительно отличается от функции нормального распределения, применение параметрических критериев для проверки статистических гипотез можно считать допустимым. Гистограммы, построенные для величин суммарного испарения для интервала май-октябрь, свидетельствуют, что распределение близко к нормальному.

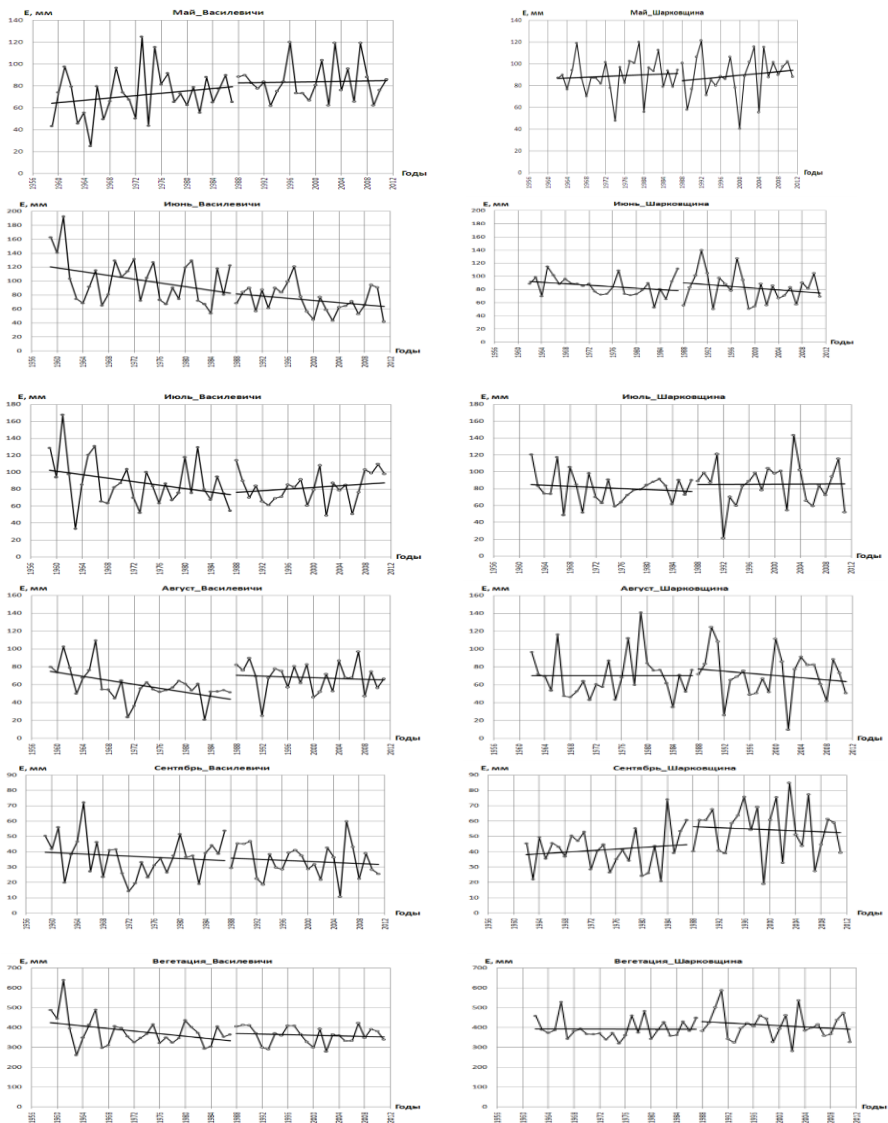


Рис. 1. Хронологический ход и тренды суммарного испарения по метеостанциям Василевичи и Шарковщина за период с начала наблюдений до 1987 г. (начало современного потепления) и с 1988 по 2011 гг. (период современного потепления)

В табл. 2 представлены выборочные оценки основных статистических параметров временных рядов суммарного испарения за период инструментальных наблюдений по метеостанциям Беларуси.

Таблица 2

Основные статистические характеристики суммарного испарения на территории Беларуси

Метеостанции	Расчетный период	Интервал осреднения	Величина испарения, мм	Коэффициенты		
				вариации (C_v)	асимметрии (C_s)	автокорреляции ($r(1)$)
Васлевичи	1959 – 2011 гг.	май	77	0,27	0,24	-0,18
		июнь	88	0,35	1,01	0,39
		июль	85	0,28	0,8	0,06
		август	63	0,28	0,07	0,17
		сентябрь	36	0,34	0,4	-0,01
		октябрь	22	0,24	0,55	0,18
		май-октябрь	371	0,17	1,55	0,24
Шарковщина	1962 – 2011 гг.	май	89	0,2	-0,56	-0,14
		июнь	84	0,23	0,42	0,05
		июль	83	0,27	0,06	-0,21
		август	70	0,36	0,47	-0,01
		сентябрь	48	0,34	0,28	-0,08
		октябрь	28	0,35	1,82	0,26
		май-октябрь	402	0,15	0,86	-0,14
Полесская	1980 – 2011 гг.	май	97	0,25	0,24	0,25
		июнь	89	0,3	0,52	-0,07
		июль	85	0,29	-0,25	-0,001
		август	65	0,35	-0,04	0,02
		сентябрь	40	0,48	1,79	-0,25
		октябрь	28	0,36	1,18	-0,25
		май-октябрь	401	0,15	0,17	-0,07
Волковыск	1981 – 2011 гг.	май	83	0,19	-0,27	-0,04
		июнь	74	0,21	0,98	-0,2
		июль	81	0,29	-0,44	-0,07
		август	64	0,33	-0,45	-0,04
		сентябрь	40	0,31	0,51	-0,17
		октябрь	28	0,27	0,09	-0,21
		май-октябрь	369	0,13	0,03	-0,10

Анализ однородности рядов суммарного испарения

Рассмотрим устойчивость выборочных статистик (средних, коэффициентов вариации, коэффициентов автокорреляции) под влиянием современного потепления применительно к месячным и за вегетационный период величинам суммарного испарения. Для этого исследуемый временной ряд был разбит на два периода: с начала наблюдений по 1987 г. включительно и с 1988 г. (начало современного потепления) по 2011 г. Для оценки различий в режиме суммарного испарения использованы статистические критерии Стьюдента (оценка выборочных средних, формула 6) и Фишера (оценка выборочных дисперсий, формула 7). В табл. 3 приведены основные статистические параметры для этих интервалов, а также результаты статистической проверки на однородность.

Таблица 3

Основные статистические параметры суммарного испарения на территории Беларуси для различных интервалов

Метеостанция	Расчетные периоды	Интервал осреднения	Величина испарения, мм	Коэффициенты	
				вариации (Сv)	автокорреляции (r(1))
Василевичи	1959 – 1987 гг. 1988 – 2011 гг.	май	72/84	0,31/0,21	-0,25/-0,30
		июнь	102/73	0,32/0,27	0,27/0,25
		июль	88/82	0,33/0,22	0,06/0,11
		август	59/68	0,32/0,24	0,35/-0,21
		сентябрь	37/34	0,35/0,33	0,08/-0,15
		октябрь	21/22	0,21/0,28	0,04/0,27
		май-октябрь	379/362	0,2/0,12	0,25/0,16
Шарковщина	1962 – 1987 гг. 1988 – 2011 гг.	май	89/89	0,19/0,22	-0,16/-0,13
		июнь	85/83	0,17/0,28	0,09/0,10
		июль	81/85	0,22/0,30	-0,39/-0,16
		август	70/71	0,35/0,37	-0,06/0,03
		сентябрь	41/55	0,31/0,31	-0,27/-0,36
		октябрь	27/29	0,42/0,28	0,15/0,46
		май-октябрь	393/411	0,13/0,17	-0,20/-0,16

Примечание: выделены статистически значимые различия между величинами.

Наибольшие изменения в средних величинах суммарного испарения произошли по метеостанции Василевичи, причем эти изменения носят разнонаправленный характер. Статистически

значимое увеличение средних месячных величин суммарного испарения произошли в мае и августе, а уменьшение в июне. В целом, за вегетационный период изменений средних значений суммарного испарения не произошло. Это в полной мере соответствует росту температур воздуха по данной метеостанции. По метеостанциям Шарковщина и Полесская только в сентябре имеет место статистически значимое увеличение средних месячных величин. По метеостанции Волковыск различий в средних месячных величинах суммарного испарения не установлено. Это, по-видимому, связано с недостаточностью временного ряда.

Статистически значимо увеличение суммарного испарения в мае (Василевичи) и сентябре (Шарковщина), что определено ростом дефицита влажности воздуха. Снижение выборочных средних величин суммарного испарения в июне по метеостанции Василевичи вызвано влиянием уменьшения средней скорости ветра.

Статистически значимые различия в колебаниях временных рядов суммарного испарения установлены в июне, июле и за вегетационный период в целом по метеостанции Василевичи, по которой характерны (в эти же месяцы) различия в колебаниях температуры воздуха (июнь, июль, вегетационный период) и атмосферных осадков для вегетационного периода. Аналогичная картина наблюдается по агрометеостанции Шарковщина. Это согласуется с различиями в колебаниях рядов температур воздуха, атмосферных осадков и скорости ветра.

Таким образом, можно констатировать, что существенных изменений в величинах суммарного испарения за период, предшествующий современному потеплению, и период собственно потепления не наблюдается, но в то же время произошли изменения во временной внутригодовой структуре рядов наблюдений, изменились амплитуда и частота колебаний, что необходимо учитывать при решении задач, связанных с прогнозированием суммарного испарения.

Построение прогнозных моделей

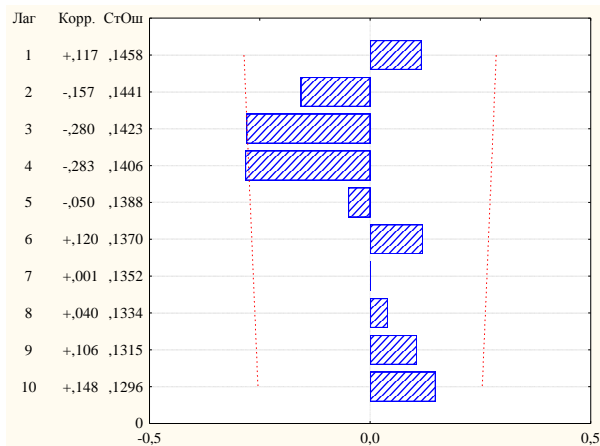
На коррелограммах показаны численно и графически коэффициенты автокорреляции и их стандартные ошибки для определённого диапазона от 1 до 10, а также штриховой линией обозначен уровень «белого шума» — граница статистической значимости коэффициентов корреляции.

В нашем случае автокорреляционные функции (АКФ) и частные автокорреляционные функции (ЧАКФ) имеют сложный характер. По станции Василевичи высоко значимые автокорре-

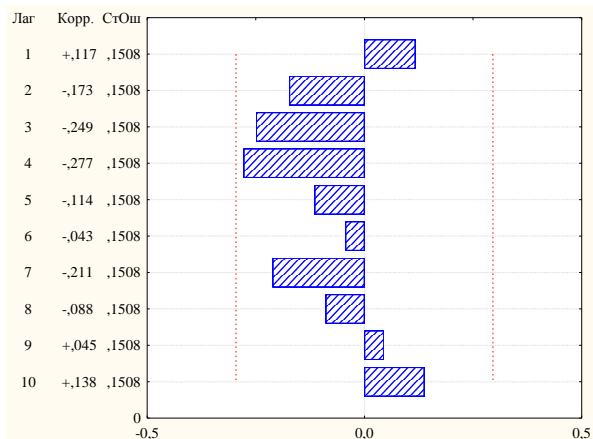
ляции наблюдаются только в июне при сдвиге $\tau=1$, тогда как все остальные значения ординат статистически незначимы. По станции Шарковщина в июне и августе имеет место 7-8 летний цикл, а в мае, сентябре и октябре явно выраженная статистически значимая корреляция прослеживается при сдвиге $\tau=3-5$ лет.

Василевичи

I

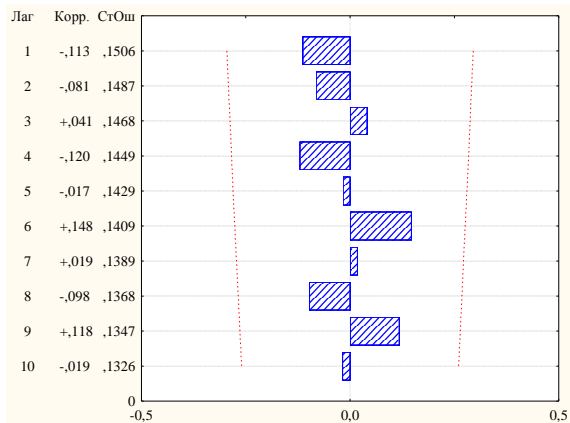


II



Шарковщина

I



II

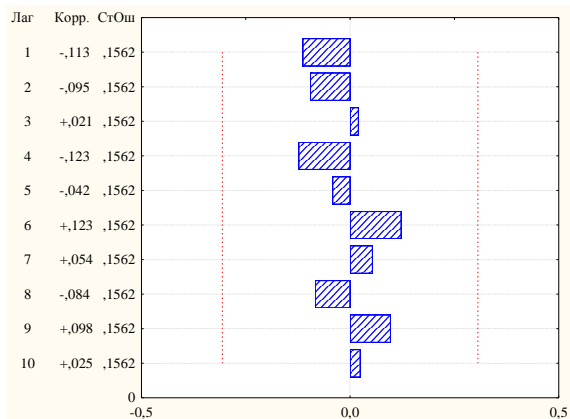


Рис. 3. Автокорреляционная функция (I) и частная автокорреляционная функция (II) временных рядов суммарного испарения за май-октябрь

Нами предпринята попытка описать колебания суммарного испарения с помощью сложной модели Маркова со сдвигом до 10 лет. На основании анализа цикличности во временных рядах с помощью АКФ и ЧАКФ удалось построить ряд прогнозных моделей, позволяющих дать оценку динамике процесса с заблаговременностью в 1 год. При этом не для всех агрометеостанций и временных интервалов осреднения удастся построить соответствующие прогнозные модели.

Результаты регрессионно-корреляционного анализа представлены в табл. 4. В ней приведены статистически значимые модели. Проверка на независимом материале показала их удовлетворительную сходимость (рис. 4). Полученные модели отражают закономерности колебаний суммарного испарения и могут использоваться для краткосрочного прогноза при решении некоторых практических задач.

Таблица 4

Прогнозные модели суммарного испарения Беларуси
за отдельные интервалы времени

Метео-станции	Характеристики модели		
	Период осреднения	Вид модели	Коэффициент корреляции
Василевич	май	$E_t = 109,29 - 0,36 \cdot E_{(t-2)}$	0,37
	июнь	$E_t = 0,2897 \cdot E_{(t-10)} + 56,53$ $E_t = 56,53 + 0,29 \cdot E_{(t-10)}$	0,35
	май-октябрь	$E_t = 495,84 - 0,282 \cdot E_{(t-3)} - 0,288 \cdot E_{(t-5)} + 0,194 \cdot E_{(t-10)}$	0,46
Шарковщина	май	$E_t = 96,54 + 0,39 \cdot E_{(t-5)} - 0,471 \cdot E_{(t-9)}$	0,52
	август	$E_t = -0,3396 \cdot E_{(t-8)} + 94,66$ $E_t = 94,66 - 0,34 \cdot E_{(t-8)}$	0,35
	сентябрь	$E_t = 27,68 + 0,437 \cdot E_{(t-8)}$	0,42
Полесская	май-октябрь	$E_t = 586,32 - 0,464 \cdot E_{(t-8)}$	0,47
Волковыск	сентябрь	$E_t = 60,92 - 0,467 \cdot E_{(t-5)}$	0,50
	октябрь	$E_t = 39,84 - 0,428 \cdot E_{(t-4)}$	0,43
	май-октябрь	$E_t = 517,02 - 0,416 \cdot E_{(t-5)}$	0,49

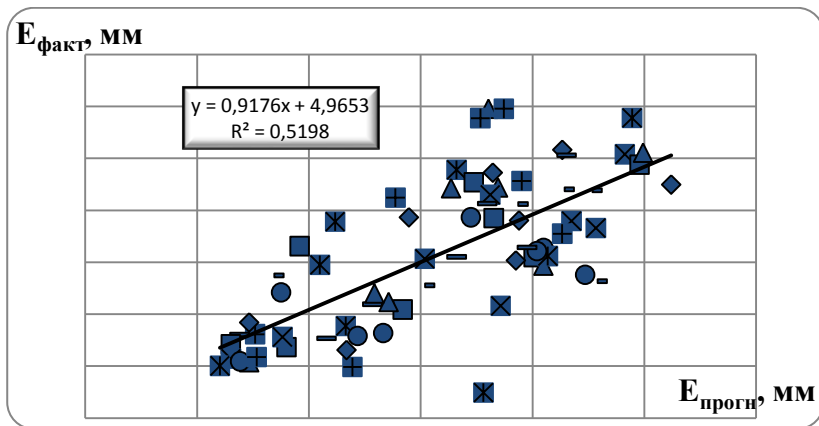


Рис. 4. Фактические и прогнозные значения суммарного испарения

При анализе закономерностей многолетних колебаний суммарного испарения использование методов теории случайных процессов должно сочетаться с анализом генезиса рассматриваемого процесса и определяющих его природно-хозяйственных факторов, прежде всего, климатических. Вся сложность построения прогнозных моделей заключается в их индивидуальности, наличии большого объема исходной информации и невозможности оперативной оценки полученных результатов. Кроме того, неоднородность временных рядов суммарного испарения создает дополнительные трудности. Поставленная проблема требует дальнейших всесторонних исследований, так как изменение режима испарения будет иметь следствием пересмотр нормативов при проектировании водохозяйственных объектов и разработки компенсационных мероприятий.

Список литературы

1. *Исмайылов Г.Х.* Анализ многолетних колебаний годового стока Волги / Г.Х. Исмайылов, В.М. Федоров // Водные ресурсы. 2001. Т. 28. № 5. — С. 517-525.
2. *Раткович Д.Я.* Многолетние колебания речного стока / Д.Я. Раткович. Л.: Гидрометеиздат, 1976. — 255 с.
3. *Бокс Дж.* Анализ временных рядов, прогноз и управление / Дж. Бокс, Г. Дженкинс. М.: Мир, 1974. — Вып. 1. — 406 с.

4. *Логинов В.Ф.* Изменение ветрового режима на территории Беларуси в XX в. / В.Ф. Логинов, А.А. Волчек, Г.В. Волобуева // *Природные ресурсы*, 2005, № 4. – С. 5-12.

М.А. Восканян
ГОУ ВПО *Российско-Армянский
(Славянский) университет,*
г. Ереван, Республика Армения

Проблемы и перспективы валютной интеграции в рамках ЕврАзЭС

Аннотация. Сегодня одной из актуальных тем в сфере монетарного регулирования является проблема новой архитектуры мировой финансовой системы. В общих чертах ключевая проблема сводится к поиску путей диверсификации валютных рисков и более эффективного монетарного регулирования в условиях финансовой глобализации. В этой связи на первый план выходит проблема поиска оптимальных резервных валют, что, в свою очередь, часто сводится к появлению валютных зон, которые объединяют в себе страны под эгидой одной единой наднациональной валюты. Проблемы и перспективы валютной интеграции в рамках ЕврАзЭС в обозримом будущем требует более глубокого и детального изучения.

Ключевые слова: валютная интеграция, денежно-кредитная политика, евразийская интеграция, финансовая глобализация.

Abstract. Today one of the important topics discussed in the field of monetary regulation is the issue of the new architecture of the global financial system. The key problem is reduced to finding ways to diversify currency risk and more effective monetary regulation in the context of financial globalization. In this regard, on the foreground there is the problem of search of the optimal reserve currency, which, in turn, often comes down to the emergence of currency areas, which combine of the countries under the auspices of one single supranational currency. Thus, the problems and the prospects of monetary integration within the Community for the foreseeable future require a more in-depth and detailed study that determines the relevance of the subjects affected in the study.

Keywords: monetary integration, monetary policy, the Eurasian integration, financial globalization.

Наиболее сложной задачей с позиции «денежных властей» является задача минимизации валютных рисков и сохранение стабильности денежных систем на национальном уровне. В чем же заключается эта сложность? Проблема состоит, в первую очередь, в опережении темпов изменения финансовой системы мира от модификации механизмов, как денежно-кредитного регулирования, так и эффективного надзора. Если