

са явления и найдут широкое применение в водохозяйственном проектировании и строительстве.

**Список литературы:** 1. *Бефани А. Н.* Основы теории ливневого стока. — Труды Одесского гидрометеорологического института, 1958, вып. 14, ч. 2. 2. *Зиновьева Л. Е., Ситников В. К.* Учет морфологии склонов бассейнов рек при расчетах нормы стока. — Труды Одесского гидрометеорологического института, 1963, вып. 29. 3. *Зиновьева Л. Е.* Карта «геоморфологического фактора» бассейна реки Лены. — Известия АН СССР, 1971, № 5. 4. *Линдслей Р. К., Колер М. А., Паулос Д. Л.* Прикладная гидрология. Л., Гидрометеонздат, 1962. 5. *Уорсинг А., Геффнер Дж.* Методы обработки экспериментальных данных. М., Ил. 1953.

УДК 626.86:626.80

П. В. ШВЕДОВСКИЙ, канд. техн. наук

## **О МЕРЕ ВЛИЯНИЯ МЕЛИОРАТИВНЫХ СИСТЕМ НА УРОВЕННЫЙ РЕЖИМ ГРУНТОВЫХ ВОД СМЕЖНЫХ ТЕРРИТОРИЙ**

Статистический анализ является основным при расчете характеристик влияния мелиораций на уровень грунтовых вод (УГВ). Достоверное решение задачи прогноза изменения УГВ возможно только при методически правильно проведенных исследованиях.

Основные гидролого-гидрогеологические методы использовали для определения максимального снижения УГВ в ряде скважин исследуемых объектов «Глубонец» и «Крестуново» (см. таблицу). Необходимо отметить, что абсолютная ошибка одного и того же метода по расчетным створам варьирует в значительных пределах.

Методика наших исследований определяется возможностью рассмотрения уровенных хронограмм как эмпирических реализаций сложного закономерно-стохастического процесса с выделением вариации осредненной тенденции (тренда развития процесса) и чисто случайного процесса относительных отклонений от этого тренда (тенденции). Для определения количественных характеристик свойств и изменчивости осредненной тенденции развития процесса режимообразования использовали моментные параметры формы аппроксимирующей кривой (тренда) аналогично безразмерным параметрам формы кривых распределения.

Анализируя общие принципы статистического анализа структуры процесса формирования уровенных режимов, можно отметить, что метод безразмерных характеристик позволяет оценить особенности формы кривой вне зависимости от значения УГВ с дальнейшим установлением объективных зависимостей формы

Расчет величины снижения уровня грунтовых вод  $\Delta h_{\text{ср}}$  на прилегающих территориях от мелиоративных воздействий

Пункт наблюдения	№ скважины	Расстояние от границы с массивом, км	Значение $\Delta h_{\text{ср}}$ , рассчитанное по методу, м										Фактическое	
			а	б	в	г	д	е	ж	з	по рекомендациям			автора
											ЦНИИ-КИВР	БелНИГРИ		
„Крестуново“	10	0,8	0,21	0,35	0,52	0,42	0,42	0,43	—	0,36	0,40	0,43	0,62	0,63
	20	1,7	0,53	0,62	0,83	0,81	0,89	0,72	0,56	0,72	0,31	0,70	0,69	0,64
	21	2,7	—	0,91	0,88	0,34	0,84	0,64	—	0,51	0,42	0,84	0,65	0,68
„Глубонец“	777	2,6	—	0,19	0,32	0,19	0,24	0,19	0,18	0,29	0,12	0,42	0,38	0,32
	564	0,9	0,36	0,39	0,46	0,42	0,36	0,31	—	0,38	0,28	0,81	0,59	0,54

Примечание: Гидролого-гидрогеологические методы расчета: а — построение совмещенных графиков  $h_i(t)$  на расчетные периоды; б — построение полей обеспеченности с совмещенными эмпирическими интегральными кривыми среднемесячных уровней; в — составление карт глубин залегающей грунтовой вод; г — сопоставление глубин  $h_i$  при исключении влияния гидротермических факторов с помощью коэффициентов приведения  $h_i$ ; д — определение интегральной связи уровней в исследуемых и аналоговых скважинах; е — исключение величин снижения уровня от воздействия гидротермических факторов по скважинам-аналогам; ж — установление корреляционных связей между глубинами залегающей грунтовой вод и дефицитом увлажнения; з — построение фактивных кривых депрессий.

от водности года. Используя соответствующие преобразования переменных, система моментных характеристик нормированной формы представляется относительными распластанностью  $M_2$ , высотой  $M_4$  и высотой центра тяжести  $C_0$  тренда и асимметричностью тренда  $M_3$ .

Таким образом, согласно принятой схеме статистического описания развития режима грунтовых вод по времени, используется следующий комплекс характеристик каждой годовой реализации: размерные характеристики  $\sum_0^T H_x$ ,  $H_x^{\max}$ ,  $t_0$ ,  $t_m$ ,  $\sigma_n$  и безразмерные  $M_2$ ,  $M_3$ ,  $M_4$ ,  $C_0$ ,  $x_m$ ,  $y_m$ ,  $b$ .

Для анализа оценки случайных уклонений  $(H_{\phi} - \bar{H})$  хронограмм от осредненной закономерной тенденции для двух расчетных периодов на основании исследований [2, 4, 5] они интерпретируются стационарными стохастическими процессами с параметрами, независимыми от параметров баз, но связанными непосредственно с природными особенностями и фазами режима. Их статистическую обработку можно выполнять по любым структурным элементам (выбросам). Преобразование криволинейного базиса хронограммы в линейный не вносит по существу никаких изменений, но позволяет упростить графическую интерпретацию. При обработке данных хронограмм рассмотрены распределения следующих элементов: *A* — среднедекадных ординат относительных случайных уклонений; *B* — экстремальных ординат относительных уклонений; *B* и *Г* — тах и min в каждом структурном элементе относительных превышений общего уровня; *Д* и *E* — тах и min в каждом структурном элементе ординат дефицита относительно общей тенденции формирования режима данной реализации; *К* и *М* — продолжительностей тах и min случайных отклонений от тренда.

Анализ кривых обеспеченностей, безразмерных характеристик и хронограмм элементов уклонений позволяет сделать следующие выводы: под воздействием мелиорации амплитуда абсолютных колебаний УГВ на прилегающих территориях уменьшается в 1,1—2,23 раза; хронограммы относительных случайных уклонений достаточно устойчиво сохраняют все критерии стационарности, что подтверждает правильность использования модели стационарного (в широком смысле) стохастического процесса; коэффициенты вариаций  $C_0$ ,  $M_2$ ,  $M_3$ ,  $M_4$ ,  $b$  равные соответственно — 0,20, 0,32, 0,49, 0,64, 0,28 определяют в формировании режима значительное влияние многолетних циклов и случайной составляющей; обеспеченность элементов относительных уклонений групп при нулевом отклонении соответственно равна для периодов до и после воздействия мелиорации: *A* — 95 и 50%, *B* — 50 и 60%, *B* — 97 и 79%, *Г* — 70 и 70,3%, *Д* — 100 и 100%, *E* — 95 и 95%, *К* — 22 и 18%, *М* — 36 и 38%; уменьшение обеспеченности нулевых уклонений в 1,95 и 1,21 раза среднедекадных и экстремальных ординат относительных случайных уклонений в период послемелиора-

тивного воздействия и является качественной характеристикой влияния.

Для определения количественной характеристики влияния на уровенный режим сделан анализ смещения центров тяжести тренда на соответствующих ветвях подъема и спада солнечной активности, что позволяет исключить наложения влияния множества случайных факторов иной природы, чем мелиоративное воздействие и однородные климатические факторы, т. е. рассматриваются группировки лет, близкие по водности [5, 6]. Смещение центра тяжести тренда УГВ для пункта «Крестуново» составляет 0,06—0,10 при интенсивности 0,003—0,005, что при переходе от плоскости приведения к истинной поверхности соответствует 0,48...0,69 м и среднегодовой интенсивности 4...6 см, а пункта «Глубонец» — соответственно 0,52...0,63 м и 3...4 см.

Исследования Ионга и Андерсона [1, 6] по анализу основных компонентов связи геоморфологических и гидрологических переменных показали, что из 12 учтенных на долю двух пришлось 85...87% общей дисперсии, что позволяет обобщить основные компоненты при достаточной точности расчетов. Механизм воздействия геофизических процессов атмосфер на УГВ можно определить обобщенным климатическим показателем  $\alpha = \frac{\Sigma Q}{\Sigma И} Wf$ , где  $\Sigma O$  и  $\Sigma И$  — суммарные расчетные осадки и испарение;  $Wf$  — число Вольфа.

Исследования эмпирических распределений для определения соответствия  $\Sigma O$  и  $\Sigma И$  вероятной модели позволяют отметить их композиционно-нормальное распределение и применить систему статистических критериев с составлением моделей корреляции и регрессии. Тогда полную дисперсию стохастического процесса можно разложить на две составляющие, одна из которых определяет влияние обобщенного климатического фактора  $\alpha$ , а вторая — мелиоративных воздействий, т. е.  $\sigma^2 = \sigma^2 + -\delta^2$ , где  $\sigma^2$  — общая дисперсия;  $\sigma_i^2$  — средний квадрат отклонений точек корреляционного поля от эмпирической линии регрессии;  $-\delta_i^2$  — средний квадрат отклонений эмпирической регрессии от дисперсии частных средних. Долю полного влияния данного компонента связи на функцию численно выражает показатель корреляционного отношения  $\eta^2 = \frac{-\delta_i^2}{\sigma^2}$ , а тесноту зависимости  $\mu =$

$$= \sqrt{\frac{-\delta_i^2}{\sigma_i^2}}$$

Ограниченное число наблюдений требует изменять тесноту связи с помощью теоретического корреляционного отношения, ибо эмпирическое вызывает систематическую ошибку, преувеличивающую  $-\delta_i^2$  и значительно уменьшающую  $\sigma_i^2$ . Расчет теоретической линии регрессии заключается в правильном выборе и обосновании типа кривой с определением параметров ее урав-

нения. Так как выбор типа не имеет строго математического обоснования, то при  $n \leq 20$  необходимо исходить из физической природы формирования уровня режима и его взаимодействия с факторами внешней среды. Предварительно строили поля корреляции, эмпирические линии регрессии для однофазных уравнений и корреляционные таблицы.

Анализ данных таблицы позволяет отметить соответствие рядов распределения  $h_i$  и  $\alpha$ , характеризующее их корреляционную зависимость. При увеличении  $\alpha$  ряды  $h_i$  закономерно смещаются сверху вниз, что указывает на функциональную связь. Точная оценка и изменение рядов распределения  $\alpha$  и  $h_i$  определяются расчетом линии регрессии. Расположение линии регрессии в центральной части полей корреляции определяет линейную прямую связь между величинами, что позволяет вести расчет по уравнению  $h\alpha = a + c\alpha$ , где  $a$  и  $c$  — коэффициенты регрессии, определяемые по способу наименьших квадратов.

Анализ результатов расчетов определяет следующие характеристики: доля влияний мелиоративных воздействий составляет до 0,88 от общего снижения УГВ и является функцией от расстояния  $h(t)$ ; коэффициент корреляции, равный соответственно для расчетных периодов 0,74 и 0,77, характеризует относительно строгую пропорциональность в изменениях  $h_i$  и  $\alpha$ ; доля влияния геофизических процессов атмосферы в снижении УГВ для расчетных I и II периодов составляет соответственно 0,912 и 0,12...0,88 с теснотой зависимости 0,892 и 0,819.

**Список литературы:** 1. Брадовицкий К. В. О статистическом анализе ритма скрытых глубинных закономерностей наблюдаемых поверхностными, проявления которых искажены случайными промежуточными возмущениями, остающимися неизвестными. — Доклады АН СССР, 1938, т. 18. 2. Картвелиашвили Н. А. Теория вероятностных процессов гидрологии и регулирование речного стока. М.—Л., Гидрометеиздат, 1967. 3. Кайсл Ч. Анализ временных рядов гидрологических данных. Л., Гидрометеиздат, 1972. 4. Кокс Д., Лююис П. Статистический анализ последовательностей событий. М., Мир, 1968. 5. Проблемы изучения и использования водных ресурсов. М., Наука, 1972. 6. Статистические методы в гидрологии. Л., Гидрометеиздат, 1967.

---

**О мере влияния мелиоративных систем на уровенный режим грунтовых вод смежных территорий.** Шведовский П. В. — «Гидромелиорация и гидротехническое строительство», вып. 7. Респ. межвед. науч.-техн. сборник. Львов, издательское объединение «Вища школа», 1979, с. 99—103.

Дается анализ влияния мелиоративных мероприятий на режим грунтовых вод смежных территорий. Используя моментные параметры формы аппроксимирующей кривой (тренда) и интерпретируя уровенные хронограммы стационарным в широком смысле стохастическим процессом, получены качественные и количественные характеристики процесса влияния. Гарантийная достоверность характеристик влияния высокая. Табл. 1. Список лит.: 6 назв.