

МЕТОДИКА И АЛГОРИТМ ПРИВЕДЕНИЯ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ УРОВНЕЙ ГРУНТОВЫХ ВОД К РАСЧЕТНЫМ (НА ПРИМЕРЕ ПРИРОДНО-ТЕРРИТОРИАЛЬНОГО КОМПЛЕКСА «БЕЛОВЕЖСКАЯ ПУЩА»)

Введение. Современное развитие вычислительной техники и математических методов позволяет по-новому взглянуть на решение известных проблем природопользования. Используя стандартную гидрометеорологическую информацию, можно выявить скрытые закономерности в формировании тех или иных природных процессов.

Как известно, не только уровень грунтовых вод (УГВ) определяет развитие природных экосистем, но и его динамика. По данным различных исследователей [3, 4], наиболее негативным для лесных фитоценозов являются среднепериодические колебания зеркала грунтовых вод (двух-трех лет). При изменении внутригодовой структуры глубины залегания грунтовых вод, расположенных в первом водоносном горизонте, происходит постоянное угнетение сформировавшейся корневой системы реликтовых древостоев.

Наиболее ярко это проявляется для лесных экосистем, и особенно для такого природно-территориального комплекса, как «Беловежская пуца». Являясь объектом, включенным в список всемирного природного наследия, Беловежская пуца требует особого внимания и тщательного изучения процессов, происходящих в ее пределах, а также на прилегающих территориях.

Оценка и прогноз изменения уровневых режимов грунтовых вод дает возможность своевременно принять меры по минимизации негативных последствий. Однако выявление тенденций и разработка прогнозов невозможна без наличия полных баз данных наблюдений за уровнями грунтовых вод.

В данной работе ставится задача разработки методики и составления алгоритма восстановления отсутствующих данных наблюдений за уровнями грунтовых вод (УГВ) природно-территориального комплекса «Беловежская пуца».

Методы исследования. Среднегодовые УГВ являются более стабильными и прогнозируемыми по сравнению со среднемесячными значениями. Исходя из этого, на первом этапе видится более адекватными проводить восстановление значений среднегодовых УГВ, хотя они и являются результатом осреднения наблюдений за месячными значениями. В настоящее время существуют различные статистические модели гидрометеорологических процессов. К ним относятся следующие модели: регрессионная, множественная регрессионная и авторегрессионная. Каждая из них имеет свои преимущества и недостатки. Регрессионная модель с использованием одного аналога наиболее адекватно описывает моделируемый параметр, однако построение такой модели зачастую становится невозможным по причине слабой статистической связи двух временных рядов или короткого периода совместных наблюдений. В то время как применение мультирегрессионных моделей дает возможность описать большую часть дисперсии моделируемой величины за счет дисперсий факторов. Недостатком мультирегрессионных моделей будет являться наличие так называемого «системного эффекта»: действие системы не равно сумме воздействий отдельных элементов. Это обусловлено наличием внутренних связей между факторами. Кроме этого, адекватность множественной регрессионной модели зависит от порядка включения факторов в модель. В свою очередь, авторегрессионные модели используют в качестве фактора исходный ряд, что не приводит к изменению главных статистик ряда. Ограничением применения авторегрессионных моделей являются периоды серьезных антропогенных и природных трансформаций.

Авторегрессионные модели ограничены к применению для периодов антропогенных или природных трансформаций.

Исходя из вышесказанного, необходимо отдавать предпочтение однофакторным регрессионным моделям, в случае невозможности их применения – многофакторным, и, в последнюю очередь – авторегрессионным.

Применимость любой из вышеназванных моделей возможна только при выполнении общего условия

$$\begin{cases} r \geq m_r \cdot t_{\alpha, df} \vee R \geq m_R \cdot t_{\alpha, df} \\ b_i \geq m_{b_i} \cdot t_{\alpha, df}, \end{cases} \quad (1)$$

для которого r и R – коэффициенты парной и множественной корреляции соответственно; $t_{\alpha, n'}$ – значение t -критерия Стьюдента (двустороннего) при уровне значимости α и числе степеней свободы df ; b_i – коэффициент регрессии i -го фактора; m – средняя ошибка оцениваемого параметра; n – количество совместных лет наблюдений.

Средняя ошибка оценки коэффициентов регрессии определялась по формуле:

$$m_b = \frac{S_{y_{ocm}}}{S_x \cdot \sqrt{n}} \sqrt{\frac{1}{1 - R_x^2}}, \quad (2)$$

где $S_{y_{ocm}}$ – оценка остаточного среднего квадратического отклонения результивного признака с учетом степеней свободы вариации; S_x – оценка среднего квадратического отклонения признака x ; R_x^2 – коэффициент множественной детерминации для фактора x , доля вариации фактора x , связанная с вариацией других факторов. В случаях парной корреляционной модели R_x^2 будет равен нулю, а уменьшение степеней свободы будет учитываться как $\sqrt{n-2}$.

Оценка средней случайной ошибки коэффициента корреляции может определяться по формуле:

$$m_{r,R} = \frac{1 - R^2}{\sqrt{df}}. \quad (3)$$

Однако, в большинстве случаев значения коэффициентов корреляции (как парной так и множественной) являются близкими к единице, при этом формула (3) является неадекватной. В таких случаях Р.Фишер предложил для оценки надежности коэффициента корреляции использовать следующую формулу

$$m_{r,R} = \left(0,5 \cdot \ln \frac{1+R}{1-R} \right) / \sqrt{df-1}. \quad (4)$$

Значения $t_{\alpha, df}$ для различных уровней значимости могут определяться по специальным таблицам или с использованием компьютерных программ для математических расчетов.

Как уже указывалось ранее, для сопоставления коэффициента множественной корреляции с его критическим значением необходимо учитывать «системный эффект». Величина «системного эффекта» определяется как разность коэффициента множественной корреляции и суммы долей дисперсий моделируемого показателя описанных дисперсией факторов. Таким образом, коэффициент «чистой» детерминации множественной корреляции определится как

Волчек Александр Александрович, д.г.н., профессор, декан факультета водоснабжения и гидромелиорации Брестского государственного технического университета.

Шешко Николай Николаевич, ассистент кафедры сельскохозяйственных гидротехнических мелиораций Брестского государственного технического университета.

Беларусь, БрГТУ, 224017, г. Брест, ул. Московская, 267.

Таблица 1. Критерии нестационарности процесса и выбора модели

АКФ	ЧАКФ	Вид модели
Экспоненциально затухает	Высокое значение лишь при сдвиге по времени, равному 1	(AP(1)) авторегрессия первого порядка
Форма затухания в виде синусоидальной волны или экспоненциально затухает	Высокое значение лишь при сдвиге, по времени равному 1 и 2	(AP(2)) авторегрессия второго порядка
Высокое значение при сдвиге по времени, равному 1, остальные значения нулевые	Экспоненциально затухает или осциллирует с изменением знака	(CC(1)) скользящее среднее первого порядка
Высокое значение при сдвиге по времени, равному 1 и 2, остальные значения нулевые	Форма синусоидальной волны или экспоненциально затухает	(CC(2)) скользящее среднее второго порядка
Экспоненциально затухает, начиная со сдвига по времени, равного 1 (затухание может быть монотонным или осциллирующим)	Экспоненциально затухающие значения ординат либо монотонно осциллируют	(APCC(1,1)) авторегрессия и скользящее среднее первого порядка

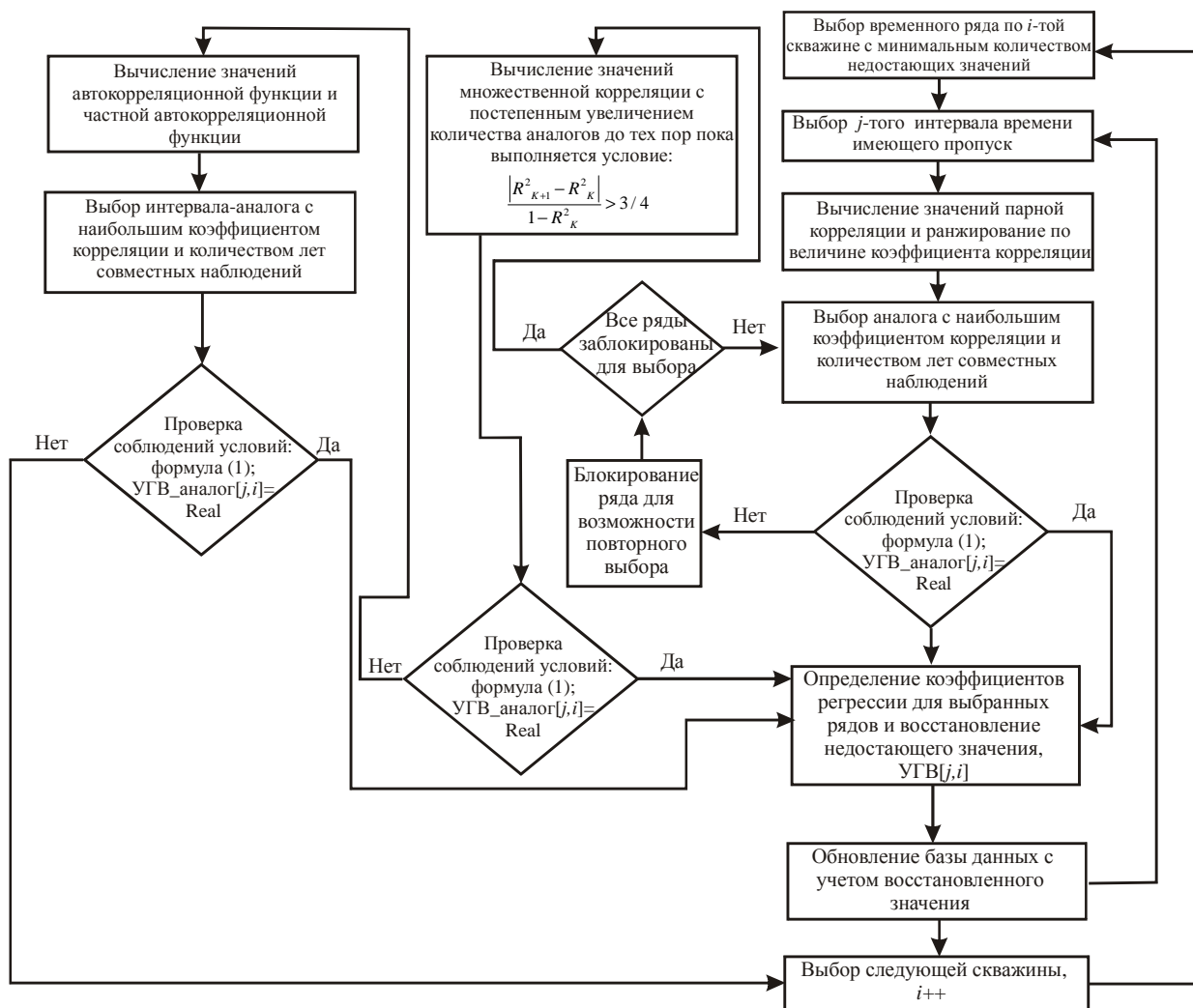


Рис. 1. Алгоритм восстановления пропусков в наблюдениях за УГВ

На рисунке применены следующие обозначения: УГВ[j, i] – величина УГВ по i-той j-того интервала скважине; R_k и R_{k+1} – коэффициенты множественной корреляции при различном количестве факторов модели.

$$R^2_{\text{числ}} = \sum_{j=1}^k \beta_j^2 \geq m_R \cdot t_{\alpha, df}, \quad (5)$$

где β_j – стандартизированный коэффициент регрессии j-ого фактора. Данный коэффициент определяется как отношение дисперсии σ_{xj}^2 , описанной j-м фактором, к общей дисперсии моделируемой величины, отнесенное к коэффициенту парной корреляции между j-м фактором и моделируемой величиной

$$\beta_j = \left(\frac{\sigma_{xj}^2}{\sigma_y^2} \right) / r_{xjy}. \quad (6)$$

В свою очередь, основой для определения вида и порядка авторегрессионной модели необходим анализ выборочных автокорреляционных функций (АКФ) и частных автокорреляционных функций (ЧАКФ). При этом используются следующие критерии оценки степени нестационарности процесса и выбора модели [1], приведенные в таблице 1.

Как показано в работе [2], для большинства временных рядов наблюдений за УГВ наиболее подходящими моделями являются авторегрессионные модели первого порядка (AP(1)).

Обобщая вышесказанное, алгоритм восстановления и продления отсутствующих данных наблюдений за УГВ ПТК БП можно представить в виде блок-схемы (рис. 1).

Таблица 2. Количество пропущенных значений в данных наблюдений за среднемесячными УГВ

№ по порядку	№ скважины	Количество отсутствующих среднемесячных значений		№ по порядку	№ скважины	Количество отсутствующих среднемесячных значений	
		месяцев	%			месяцев	%
1	633	87	17	29	1352	148	29
2	653	70	13	30	1353	137	26
3	654	86	17	31	634	76	15
4	655	80	15	32	637	77	15
5	656	87	17	33	638	101	19
6	657	93	18	34	517	7	1
7	658	118	23	35	518	17	3
8	659	97	19	36	519	14	3
9	661	113	22	37	520	16	3
10	704	79	15	38	522	16	3
11	705	87	17	39	562	20	4
12	706	91	18	40	563	30	6
13	707	101	19	41	564	6	1
14	708	111	21	42	770	18	3
15	710	83	16	43	771	27	5
16	711	92	18	44	772	16	3
17	712	86	17	45	773	16	3
18	646	87	17	46	774	27	5
19	647	96	18	47	775	25	5
20	648	92	18	48	776	49	9
21	649	80	15	49	777	16	3
22	650	78	15	50	662	89	17
23	651	87	17	51	663	89	17
24	652	78	15	52	664	98	19
25	1348	146	28	53	665	89	17
26	1349	172	33	54	666	90	17
27	1350	138	27	55	667	118	23
28	1351	146	28				

В основе данного алгоритма положено три методики подбора аналога. Кроме соблюдения условия (1), необходимо иметь значения УГВ по скважине-аналогу в расчетный момент времени. Проверка данного условия проводится до тех пор, пока все возможные скважины-аналоги не будут проверены на их применимость. В том случае, если ни одна скважина-аналог не соответствует вышеприведенному условию, переходят ко второму методу. Второй метод основан на использовании одновременно нескольких скважин-аналогов. Постепенно производят увеличение количества используемых аналогов до тех пор, пока значение

$$r_{y, x_{k+1}}^2 = \frac{|R_{k+1}^2 - R_k^2|}{1 - R_k^2} > \frac{3}{4}$$

коэффициента множественной корреляции не станет меньше частного коэффициента детерминации равного $\frac{3}{4}$. Это означает, что увеличение факторов модели на один уменьшает количество необъясненной дисперсии моделируемого ряда на 75 %. После чего повторно проводится проверка условия (1).

Реализация алгоритма возможна с привлечение компьютерного программирования. В данном случае использована компьютерная программа Mathematica. Первым для продления и восстановления выбирался ряд наблюдений, имеющий наибольшее количество данных, после чего он исключался из следующей выборки.

Апробация и обсуждение результатов. Данными для апробации и применения методики послужили результаты многолетних инструментальных наблюдений за УГВ, полученные Гидрогеологической экспедицией Республики Беларусь на территории НП «Беловежская пуща». Наблюдения ведутся на более чем 70 гидрогеологических скважинах. В рамках настоящего исследования использованы данные по 55 скважинам, расположенным в наиболее характерных районах Беловежской пущи. Глубина закладки скважин варьируется в широком диапазоне (2...140 м) в зависимости от гидрогеологических условий. В базе данных наблюдений за УГВ по всем гидрогеологическим скважи-

нам имеют место пропуски, которые в рамках поставленных задач должны быть восстановлены. Кроме того, для совместного анализа временных рядов немаловажным является наличие равных периодов наблюдений по всем скважинам. Для большинства скважин, кроме скв. №№ 517... 520, 522, 562, 563, 564, 770...777, наблюдения начаты с 1971 года, что на 6 лет меньше, чем у вышеупомянутых скважин. Период с 1965 по 1974 год представляет большой интерес в связи с тем, что с середины 70-х годов прошлого столетия в пределах парка и на прилегающих территориях проводилось крупномасштабное гидрометеорологическое строительство, повлекшее изменение гидрологического и гидрогеологического режима.

В таблице 1 приведено общее количество пропусков в данных наблюдений за среднемесячными УГВ по скважинам. Согласно нормативным документам, в ряду может быть не более 30 % восстановленных значений. Из таблицы видно, что по всем скважинам это условие выполняется, кроме скв. № 1349. Поэтому, восстановленные значения по данной скв. № 1349 требуют дополнительного анализа.

Проверка адекватности алгоритма выполнялась на независимом материале. Из исходной базы данных предварительно были исключены данные наблюдений за среднемесячными УГВ по гидрогеологической скважине № 774 с января 1966 г. по декабрь 1969 г., что составило 48 месяцев. В результате применения алгоритма, представленного на рис. 1, УГВ для выбранного периода были восстановлены и сопоставлены с реальными данными. При доверительной вероятности 0,95 выявлено, что только лишь 9 значений превысили допустимую ошибку (рис. 2). Это показывает высокую достоверность предложенной методики.

С использованием алгоритма, представленного на рис. 1, данные наблюдений за среднегодовыми УГВ по гидрогеологическим скважинам восстановлены и продлены таким образом, что для всех скважин продолжительность рядов наблюдений стала одинаковой с 1965 по 2007 г., которая составляет 43 года. Для сопоставления и анализа полученных результатов представим изменение главных статистик исходного и продленного ряда.

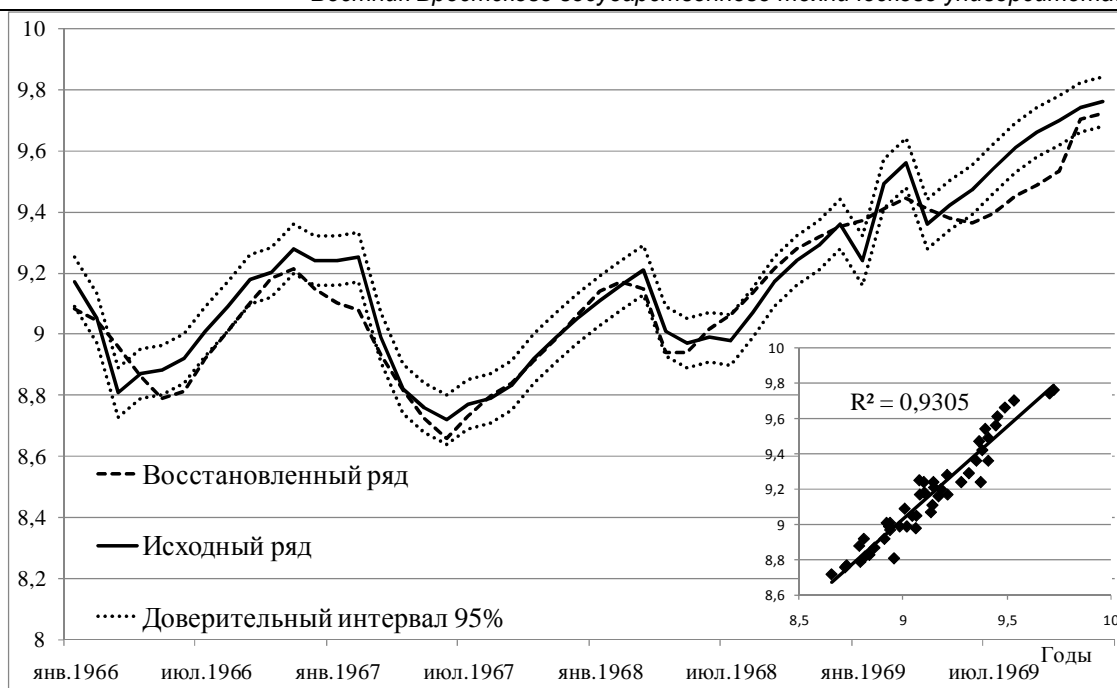


Рис. 2. Анализ работоспособности и адекватности предложенного алгоритма (относительная ошибка среднего значения $dm_z = 0,8\%$)

Таблица 3. Результаты продления (восстановления) данных наблюдений за УГВ и их сопоставление

№ скважины	Среднее значение за расчетный период, м		Дисперсия		№ скважины	Среднее значение за расчетный период, м		Дисперсия	
	исходный ряд	восстановленный	исходный ряд	восстановленный		исходный ряд	восстановленный	исходный ряд	восстановленный
633	0,84	0,82	0,05	0,05	1352	1,66	1,64	0,01	0,01
653	0,35	0,35	0,03	0,03	1353	1,18	1,15	0,02	0,02
654	1,46	1,45	0,02	0,02	634	1,05	1,04	0,01	0,01
655	5,84	5,85	0,11	0,10	637	3,34	3,24	0,40	0,53
656	1,21	1,18	0,05	0,06	638	0,74	0,72	0,02	0,01
657	2,41	2,41	0,02	0,02	517	1,26	1,26	0,09	0,08
658	2,75	2,72	0,22	0,18	518	1,22	1,22	0,08	0,07
659	9,14	9,11	0,41	0,58	519	1,33	1,33	0,11	0,10
661	0,95	0,94	0,02	0,02	520	1,20	1,20	0,10	0,09
704	7,32	7,31	0,18	0,19	522	1,09	1,09	0,08	0,08
705	2,19	2,15	0,13	0,14	562	1,49	1,51	0,10	0,09
706	9,57	9,57	0,08	0,07	563	2,32	2,33	0,11	0,10
707	15,27	15,24	0,34	0,48	564	2,49	2,49	0,10	0,10
708	18,86	18,87	0,34	0,36	770	3,15	3,14	0,06	0,07
710	22,76	22,74	0,25	0,25	771	14,86	14,86	0,06	0,06
711	15,64	15,58	0,25	0,31	772	1,13	1,13	0,05	0,06
712	6,19	6,14	0,21	0,25	773	4,67	4,68	0,12	0,11
646	1,01	0,95	0,08	0,09	774	9,41	9,42	0,25	0,24
647	0,60	0,60	0,03	0,03	775	1,40	1,41	0,13	0,13
648	1,80	1,66	0,44	0,46	776	3,17	3,15	0,16	0,16
649	0,93	0,88	0,05	0,06	777	7,68	7,69	0,17	0,17
650	0,82	0,76	0,05	0,06	662	0,82	0,79	0,02	0,03
651	0,76	0,73	0,03	0,03	663	2,69	2,64	0,05	0,07
652	3,37	3,30	0,12	0,13	664	2,76	2,71	0,09	0,11
1348	0,72	0,69	0,01	0,01	665	1,53	1,45	0,28	0,37
1349	1,06	1,04	0,01	0,01	666	1,97	1,87	0,24	0,33
1350	1,31	1,28	0,02	0,02	667	1,12	1,02	0,24	0,24

Для проверки гипотезы статистического равенства средних значений и дисперсий временных рядов УГВ до применения алгоритма (рис. 1) и после его применения использовались критерии *t*-Стюдента и *F*-Фишера соответственно. При проверке гипотезы о равенстве дисперсий используется критерий, основанный на распределении Фишера, зависящем только от числа степеней свободы m_1 и m_2 . Для сравнения выборочных средних за отдельные периоды

наблюдений выдвигается гипотеза о равенстве математических ожиданий. Гипотеза проверяется с использованием *t*-критерия, который определяется для двух случаев: дисперсии статистически равны и не равны между собой.

Так, представим результаты применения алгоритма (рис. 1) в таблице 3.

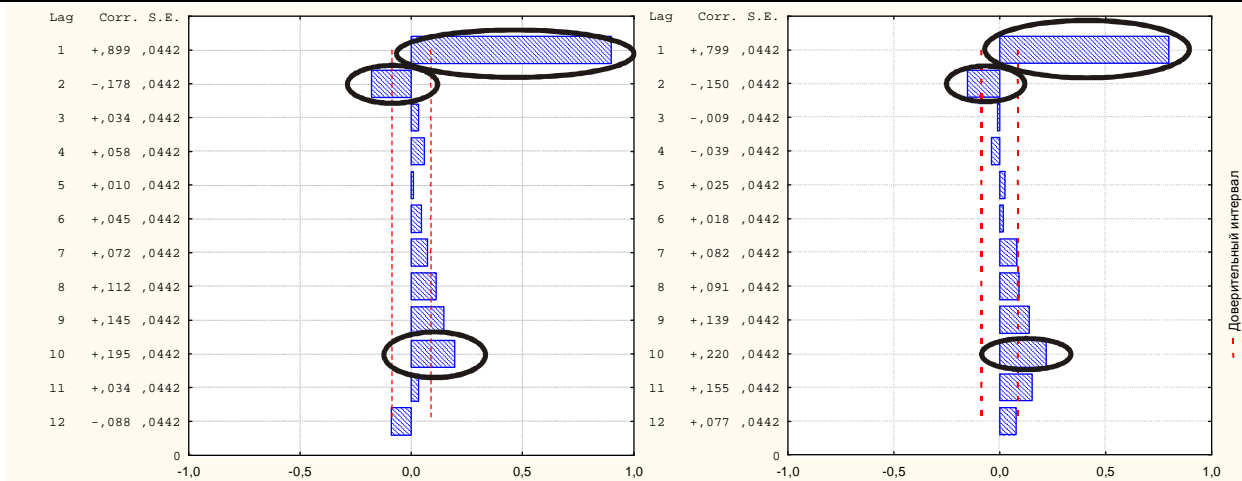


Рис. 3. ЧАКФ среднемесячных значений УГВ

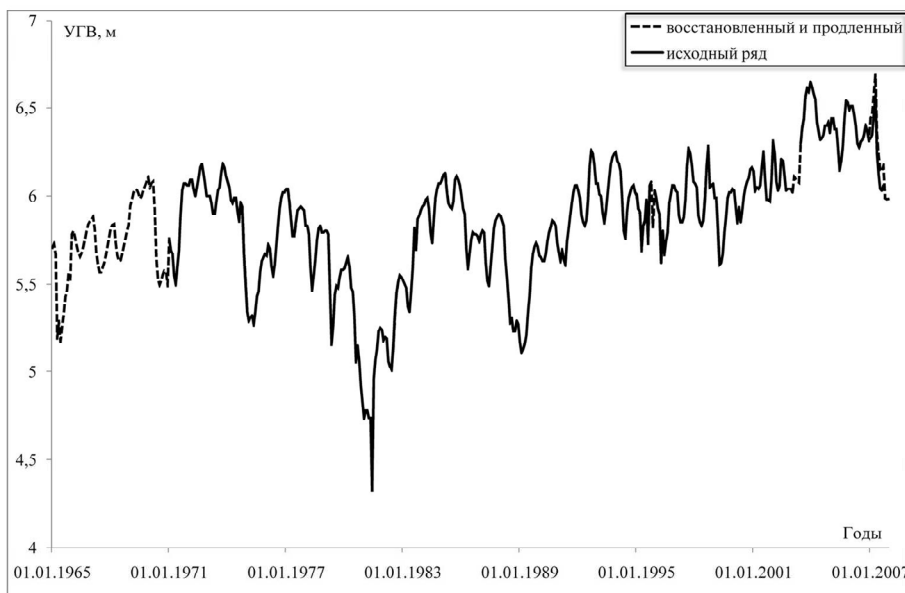


Рис. 4. Результат восстановления, продления данных наблюдений за среднемесячными УГВ по гидрогеологической скважине № 655

Выдвинутая гипотеза о том, что среднее значение УГВ за выделенный период времени и вариации не изменились, подтверждается при доверительной вероятности 0,95 для всех гидрогеологических скважин, приведенных в таблице 3.

Вышеизложенные полностью применимы для обработки наблюдений за среднемесячными значениями УГВ. Только применение авторегрессионного метода требует дополнительного анализа. Для чего необходимо выполнить анализ ЧАКФ временных рядов среднемесячных УГВ. На рис. 3 представлены ЧАКФ для нескольких временных рядов УГВ. На ЧАКФ видно, что наиболее значимо влияют на величину УГВ в текущем месяце уровни в месяцах, имеющих сдвиг (τ), равный: 1, 2 и 10. Исходя из этого, модель для продления среднемесячных УГВ будет иметь вид: $AR(1, 2, 10)$.

Последним этапом обработки данных является корректировка среднемесячных значений по среднегодовым значениям УГВ. Корректировка выполняется для лет, имеющих расхождения между среднегодовым значением УГВ, приведенным в таблице 3 и значением, определенным по среднемесячным значениям. В таких случаях за 100 % принимается среднегодовой УГВ, умноженный на 12 месяцев, и распределяется, согласно структуре, определенной для среднемесячных значений (формула (7)). Это позволяет избежать серьезных ошибок при работе алгоритма.

$$z_i^{год} \neq \frac{\sum_{k=1}^{12} z_k^{мес}}{12} \Rightarrow z_j^{мес} = \frac{12^2 \cdot z_i^{год} \cdot z_j^{мес}}{\sum_{k=1}^{12} z_k^{мес}} \quad (7)$$

Результат восстановления, продления и последующей корректировки данных наблюдений за среднемесячными УГВ по гидрогеологической скважине № 655 приведены на рис. 4.

Заключение. На основе анализа современных статистических методов выделено три подхода, позволяющие наиболее полно выполнить восстановление и продление недостающих данных наблюдений за гидрометеорологическими показателями. На основе парной регрессионной модели, модели множественной регрессии и авторегрессионной модели составлен алгоритм восстановления и продления данных наблюдений за уровнями грунтовых вод природно-территориального комплекса «Беловежская пуща». Для реализации предложенного нами алгоритма составлена компьютерная программа в среде Mathematica.

В результате применения разработанной компьютерной программы выполнено восстановление пропущенных данных наблюдений за УГВ по 55 гидрогеологическим скважинам с 1965 г. по 2007 г. При этом применимость данной методики показана как для среднегодовых, так и для среднемесячных значений УГВ.

Для восстановленных временных рядов выполнен анализ главных статистик, который показал с доверительной вероятностью 0,95 неизменность математического ожидания и дисперсии исходных и восстановленных временных рядов наблюдений за УГВ.

Предложенные методика и алгоритм могут применяться для обработки других данных наблюдений за гидрометеорологическими показателями.

СПИСОК ЦИТИРОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. Бокс, Дж. Анализ временных рядов, прогноз и управление / Дж. Бокс, Г. Дженкинс. – М.: Мир, 1974. – Вып. 1. – 406 с.
2. Волчек, А.А. Статистический анализ колебаний уровней грунтовых вод НП «Беловежская пуща» / А.А. Волчек, Н.Н. Шешко // Теория вероятностей, случайные процессы, математическая статистика и приложения: сборник научных статей Междунар. научн. конф., Минск, 15–19 сент. 2008 г. / БГУ; редкол.: Н.Н. Труш [и др.]. – Минск, 2008. – С. 32–39.
3. Воронков, Н.А. Влагооборот и влагообеспеченность сосновых насаждений / Н.А. Воронков. – М.: Лесная промышленность, 1973. – 184 с.
4. Смоляк, Л.П. Водное питание и продуктивность сосновых фитоценозов / Л.П. Смоляк, Е.Г. Петров. – Мн.: Наука и техника, 1978. – 184 с.

Материал поступил в редакцию 16.02.10

VOLCHECK A.A., SHESHKO N.N. Methodology and algorithm for reconstruction and extension of the missing data of hydrometeorological observations

The article examines the main methods of restoration and extension of the missing data of hydrometeorological observations. The algorithm of selected statistical methods. Completed verification of the proposed algorithm. It was shown the applicability of the algorithm for the reconstruction and extension of the missing data to monitor the groundwater levels of natural-territorial complex Bialowieza Forest. A statistical analysis of the results.

УДК 631.672.79.034

Водчиц Н.Н., Стельмашук С.С.

МЕТОДИКА ОПРЕДЕЛЕНИЯ ВЛАГООБЕСПЕЧЕННОСТИ ТЕРРИТОРИЙ, НАХОДЯЩИХСЯ В ЗОНЕ ВЛИЯНИЯ ВОДОХРАНИЛИЩ И ПРУДОВ

Введение. В связи с созданием на территории Белорусского Полесья большого количества прудов, водохранилищ и рыбохозов, для целей обводнения, регулирования почвенной влаги, получения товарной рыбы, бытовых, пожарных и других нужд, необходимо решать проблему защиты земель, попадающих в зону влияния водоемов, от затопления и подтопления. Площадь этих земель достигает в настоящее время более 6 тыс. га. Однако при проектировании мелиоративных мероприятий на этих землях недостаточно учитывается влияние существующих водоемов на увлажненность этих земель.

В данной работе поставлена задача на базе метода эколого-климатических расчетов и натурных исследований дать оценку увлажненности подтопленных территорий.

Материалы и методика исследования. Основной задачей при исследовании влагообеспеченности территорий является выявление особенностей формирования влагообеспеченности расчетного слоя почвогрунтов в естественных условиях и изменение ее в результате хозяйственной деятельности человека. В первом случае результаты исследований могут быть использованы при реконструкции уже действующих систем, а во втором случае могут лечь в основу при проектировании новых мелиоративных систем в зоне подтопления водохранилищами и прудами. В работе использовались данные гидрометцентра республики и собственные исследования авторов за режимом грунтовых вод, влажностью почв и др. Сопоставление естественной влагообеспеченности с трансформированной антропогенными факторами позволяет выявить, какие качественные и количественные изменения происходят в водном балансе расчетного слоя почвогрунтов под влиянием водохранилищ и прудов.

Оценка условий естественной влагообеспеченности территории Белорусского Полесья. Определение влагообеспеченности территории в естественных условиях выполняется методом гидролого-климатических расчетов (ГКР), который был разработан В.С. Мезенцевым [1]. Этот метод дает совместное решение теплового и водного балансов. Характеризуя условия влагообеспеченности, выполнили сопоставление имеющихся водных и тепловых ресурсов с оптимально потребными, обеспечивающими высокопродуктивное развитие растений в период вегетации. Это сопоставление дает возможность выявить существующие в естественных условиях диспропорции между ресурсами тепла и влаги, а также наметить рациональные пути их ликвидации при мелиорации.

Верхним пределом оптимума увлажнения следует считать увлажнение деятельной земной поверхности, количественно обеспечивающее максимально возможное испарение, т.е. равное эквиваленту теплоэнергетических ресурсов в мм слоя воды. Это соотношение тепла и влаги, по мнению В.С. Мезенцева [2], является оптимальным – найвыгоднейшим для развития растений. Метод ГКР включает следующие уравнения:

1) уравнение водного баланса

$$KX + W_1 - W_2 = Z + Y; \tag{1}$$

2) уравнение связи водного и теплового балансов

$$Z = Z_m \frac{KX + W_1 - W_2}{Z_m} \cdot \frac{1}{n}; \tag{2}$$

3) уравнение связи суммарного испарения с влажностью и физико-механическими свойствами почвы

$$Z = Z_m (1 + V_{cp}^{-nr})^{\frac{1}{n}}; \tag{3}$$

4) уравнение зависимости средней за рассматриваемый период влажности почвы от начальных и конечных влагозапасов

$$V_{cp} = \frac{V_1 + V_2}{2}, \tag{4}$$

где KX – общее увлажнение (атмосферные осадки с поправками к показаниям осадкомерных приборов), мм;

W_1, W_2 – запасы влаги в почвенном слое на начало и конец расчетного периода в мм;

Z – суммарное испарение в мм;

Y – суммарный сток в мм;

Z_m – максимально возможное испарение в мм;

V – относительная влажность почвы (в долях от наименьшей влагоемкости $W_{не}$);

n – параметр, интегрирующий с достаточной полнотой влияния физико-географических условий на формирование стока (для условий Полесья $n = 3$);

r – параметр, зависящий от водно-физических свойств и механического состава (для легких почв $r = 1,1-1,5$; для средних почв – $1,5-2,0$ и для тяжелых почв – $2,0-3,0$).

Водчиц Н.Н., к.т.н., доцент, зав. кафедрой сельскохозяйственных гидротехнических мелиораций Брестского государственного технического университета.

Стельмашук С.С., к.т.н., доцент кафедры сельскохозяйственных гидротехнических мелиораций Брестского государственного технического университета.

Беларусь, БрГТУ, 224017, г. Брест, ул. Московская, 267.