

УДК 551.482.6

А. В. ХОЛОПЦЕВ, д-р геогр. наук, доц., **А. А. ШИДЛОВСКАЯ**, асп.
Севастопольский национальный технический университет

**МОДЕЛИРОВАНИЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ
МЕЖГОДОВОЙ ИЗМЕНЧИВОСТИ СРЕДНЕМЕСЯЧНЫХ ЗНАЧЕНИЙ
СКОРОСТИ ВЕТРА НА ТЕРРИТОРИИ КРЫМСКОГО ПОЛУОСТРОВА**

На примере г. Симферополь показано, что учет при идентификации моделей современной динамики среднемесячных значений скорости ветра на основе линейной множественной регрессии, где в качестве их аргументов используются временные ряды глобальных климатических индексов, позволяет получить результаты, обладающие робастностью к временным сдвигам в будущее на 1 и 2 года, что и позволяет их использовать при прогнозировании указанного процесса.

Ключевые слова: скорость ветра, множественная регрессия, модель, временные ряды, глобальный климатический индекс, прогнозирование

©Холопцев А. В., Шидловская А. А., 2011

Холопцев О. В., Шидловська А. А. МОДЕЛЮВАННЯ ТА ПРОГНОЗУВАННЯ МІЖ РІЧНОЇ МІНЛИВОСТІ СЕРЕДНЬОМІСЯЧНИХ ЗНАЧЕНЬ ШВИДКОСТІ ВІТРУ НА ТЕРИТОРІЇ КРИМСЬКОГО ПІВОСТРОВА

На прикладі м. Симферополь показано, що врахування при ідентифікації моделей сучасної динаміки середньомісячних значень швидкості вітру на підставі лінійної множинної регресії, де у якості їх аргументів використовуються часові ряди глобальних кліматичних індексів, дозволяють отримати результати, які є робастними до часових зміщень у майбутнє на 1 і 2 роки. Все це дозволяє їх використовувати при прогнозуванні вказаного процесу.

Ключові слова: швидкість вітру, множинна регресія, модель, часові ряди, глобальний кліматичний індекс, прогнозування

Khlopcev A., Shidlovskaya A. DESIGN AND PROGNOSTICATION OF INTERANNUAL CHANGEABILITY OF AVERAGE MONTHLY VALUES OF WIND SPEED ON CRIMEAN PENINSULA TERRITORY

On an example Simferopol' it is rotined that account during authentication of models of modern dynamics of average monthly values of speed of wind on the basis of linear multiple regression, where as their arguments the temporal rows of global climatic indexes are used, allows to get results, possessing robastnost'yu to the temporal changes in the future on 1 and 2 years, what allows them to use for prognostication of the indicated process.

Keywords: speed of wind, multiple regression, model, temporal rows, global climatic index, prognostication

Введение

Изменения состояния ландшафтов любых регионов мира в значительной мере определяются особенностями динамики характерного для них ветрового режима [1, 2]. Поэтому совершенствование методик ее математического моделирования является актуальной проблемой физической географии и ландшафтоведения.

Наибольший интерес решение данной проблемы представляет для регионов, в которых собственные запасы традиционных источников энергии не в полной мере способны удовлетворить потребности развития их экономики, вследствие чего существенный интерес вызывает развитие ветроэнергетики [3-6]. К их числу относится и такой регион Украины как Автономная республика Крым.

Наблюдения за ветровым режимом в г. Симферополе началась с 1821 г. после основания здесь Ф. К. Мильгаузенем первой в Крыму метеорологической станции [7]. Ныне количество метеостанций, функционирующих на территории Крымского полуострова увеличилось до шести.

Современные представления о ветровом режиме в Крыму изложены в [8]. Именно на них основываются ветроэнергетики, принимая решение о целесообразности размещения в том или ином его районе ветровых электростанций.

Установлено, что ветровой режим, свойственный тому или иному региону планеты,

является отражением многих крупномасштабных процессов в ее климатической системе, состояние которых определяется соответствующими глобальными климатическими индексами (ГКИ) [9-16]. Мониторинг изменений многих ГКИ осуществляется в период с 1950 года, а его результаты, в виде соответствующих временных рядов среднемесячных значений, представлены в [17]. Анализ его результатов свидетельствует о том, что за период современного потепления климата особенности межгодовых изменений многих ГКИ ощутимо изменились. Это оказало значимое влияние на ветровые режимы большинства регионов Украины.

К числу важнейших характеристик ветрового режима относятся среднемесячные значения скорости ветра в приземном слое атмосферы. Они складываются из среднеарифметического показателя сумм значений скоростей ветра за сутки, месяц, сезон, год в течении многих лет. От них зависит развитие почвенно-растительного покрова, многие процессы рельефообразования. Многие сферы деятельности человека связаны с ветровым режимом территории.

Вместе с тем эффективность существующих методов среднесрочного и долгосрочного прогнозирования динамики характеристик ветрового режима в Крыму не всегда удовлетворяет потребности практики, что обуславливает целесообразность их совершенствования.

Одним из наиболее универсальных методов моделирования и прогнозирования динамики многофакторных природных процессов (к числу которых относится и изменения ветрового режима над различными районами Крыма), является метод линейной множественной регрессии (ЛМР) [18].

Вместе с тем в задачах прогнозирования ЛМР модели эффективны не всегда. Во многих случаях их робастность к временным сдвигам недостаточна, вследствие чего основанные на них прогнозы характеризуются существенными величинами ошибок. Реальные возможности применения ЛМР моделей при прогнозировании изучаемого процесса определяются набором учитываемых при этом его факторов. Поскольку общих рекомендаций по выбору подобного набора до сих пор не разработано, их применение в подобных задачах ныне весьма ограничено. Выбор такого набора осуществляется эвристически.

Согласно современным представлениям о путях повышения эффективности ЛМР моделей изучаемых природных процессов, к числу наиболее эффективных относится выявление факторов, учет которых в качестве их аргументов позволяет значимо повысить их точность. Несмотря на то, что к числу возможных факторов рассматриваемых процессов относятся и изменения ГКИ, возможности использования их временных рядов в качестве аргументов математических моделей динамики среднемесячных значений скорости ветра в различных районах Автономной республики Крым ныне изучены недостаточно.

Поэтому в качестве объекта исследования выбраны межгодовые изменения среднемесячных скоростей ветра для различных месяцев над столицей и крупнейшим промышленным центром Крыма – г. Симферополь.

Предметом исследования является возможности прогнозирования современной динамики рассматриваемых процессов с использованием ЛМР моделей, аргументами которых являются временные ряды среднемесячных значений наиболее существенных ГКИ.

Целью данной работы является разработка прогнозов межгодовых изменений среднемесячных значений скорости ветра над г. Симферополь, с использованием в качестве аргументов временных рядов среднемесячных значений наиболее существенных ГКИ.

Для достижения данной цели решены следующие задачи.

1. Среди всего многообразия ГКИ, мониторинг которых осуществляется в период после 1951 г., выбрать те, учет которых в качестве аргументов ЛМР моделей рассматриваемых процессов позволяет достичь высокой эффективности их моделирования и прогнозирования.

2. Идентифицировать ЛМР модели изучаемых процессов, учитывающие динамику выявленных ГКИ.

3. На примере г. Симферополя изучить особенности изменения оценок апостериорной значимости влияния рассматриваемых ГКИ на межгодовую динамику среднемесячных значений скорости ветра в различные месяцы, за период с 1973 по 2008 гг..

4. Изучить особенности сезонных и межгодовых изменений адекватности и эффективности идентифицированных моделей, а также их коэффициентов.

Методика исследования и фактический материал

При решении первой задачи в качестве априорных оценок значимости того или иного процесса – аргумента x_j использовались значения его коэффициента корреляции с каждым изучаемым процессом – временным рядом среднемесячных значений скорости ветра в различных районах территории Автономной республики Крым:

$$\rho_i = (R_i^2 / \sum R_i^2)^{0.5} \quad (1)$$

где R_i – коэффициент парной корреляции временных рядов y_j и x_j .

Подобные оценки, как правило, используют для уменьшения числа факторов, учитываемых в качестве аргументов ЛМР модели изучаемого процесса. Их основой является эвристическая гипотеза, справедливость которой, как правило, не проверяется, со-

гласно которому i -фактор подобной модели тем более значим, чем больше значения R_i , а также p_i .

Согласно [18], как ЛМР модель $Y[t + \tau]$ динамики годовых среднемесячных значений скорости ветра на территории соответствующего региона $y[t + \tau]$ рассматривалось линейное уравнение:

$$Y[t+\tau] = c_0 + c_1x_1[t] + c_2x_2[t] + \dots + c_Nx_N[t], \quad (2)$$

где c_i – действительные константы, которые выбираются так, чтобы сумма квадратов отклонений фактических и модельных значений $z[t + \tau] = Y[t + \tau] - y[t - \tau]$ для любых моментов времени t , в которые происходили наблюдения, были минимальными;

$x_i[t]$ – значение i -го ГКИ, которое характеризует состояние в момент времени t соответствующего крупномасштабного процесса;

τ – запаздывание (часовой сдвиг) наблюдений значений среднемесячных скоростей ветра по отношению к наблюдаемым процессам, которые рассматриваются как его факторы $y(t+\tau)$. Предполагалось, что τ может быть целым числом: 1 или 2.

При решении второй задачи математическая модель межгодовых изменений значений среднемесячных скоростей ветра y_j ($j=1, 2, \dots, N$) искалась в виде:

$$y = b_0 + \sum_{i=1}^{27} b_i x_i, \quad (3)$$

где: b_0 и все b_i – действительные константы.

x_{ij} – временной ряд i -го ГКИ, содержащий n членов, номерам которых соответствуют целые положительные значения j от 1 до N .

Для нахождения значений b_i необходимо, чтобы N было более M ($M=27$). В подобном случае задача их нахождения решается с использованием метода наименьших квадратов [19-21].

Коэффициенты b_i находятся из решения векторно-матричного уравнения:

$$Y = A * B, \quad (4)$$

где B – N -мерный вектор

$$Y = \begin{Bmatrix} \sum_{i=1}^M y_i \\ \sum_{i=1}^M y_i x_{i,1} \\ \dots \\ \sum_{i=1}^M y_i x_{i,N} \end{Bmatrix}$$

A – матрица размером $N \times N$

$$A = \begin{Bmatrix} M & \sum_{i=1}^M x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} \\ \sum_{i=1}^M x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,1} x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} x_{i,1} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} x_{i,1} \\ \sum_{i=1}^M x_{i,2} & \sum_{i=1}^M x_{i,1} x_{i,2} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} x_{i,2} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} x_{i,2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sum_{i=1}^M x_{i,N} & \sum_{i=1}^M x_{i,1} x_{i,N} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} x_{i,N} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} x_{i,N} \end{Bmatrix}$$

Данное решение имеет вид:

$$B = A^{-1} * Y, \quad (5)$$

где A^{-1} – матрица обратная по отношению к A .

Необходимым условием существования решения данного уравнения является равенство $\text{rang}(A) = N$, где $\text{rang}(A)$ – ранг матрицы A .

При решении третьей задачи в качестве апостериорных оценок значимости каждого изучаемого процесса – аргумента x_j использовалось отношение средней мощности составляющей y , обусловленной его действием, к средней мощности процесса y :

$$\chi_i = b_i^2 * (p_i - s_i) / P = b_i^2 * p_i / (\sum b_i^2 * p_i / N + \sum \sum b_i * b_j r_{ij} / N), \quad (6)$$

где: $P = \sum (Y(t) - Y_s)^2 / M = (\sum b_i^2 * p_i + \sum \sum b_i * b_j r_{ij}) / N$

$Y_s = \sum (b_0 + b_1 * x_1(t) + b_2 * x_2(t) + \dots + b_n * x_n(t)) / M = b_0 + b_1 * s_1 + b_2 * s_2 + \dots + b_n * s_n$,

здесь s_i – среднее значение $x_i(t)$,

$p_i = \sum (x_i(t) - s_i)^2 / M$ – есть средняя мощность процесса $x_i(t)$,

$r_{ij} = \sum b_i * (x_i(t) - s_i) b_j * (x_j(t) - s_j)$ – коэффициент корреляции процессов $x_i(t)$ и $x_j(t)$,

Значение γ_i оценены для каждого временного ряда $y[t+j+\tau]$ и $x_i[t+j]$, где $\tau = 1, 2$; $t = 1972, 1971$; $j = 1, 2, \dots, 35$.

При оценках эффективности прогнозирования, для каждого τ , t и j рассчитаны временные ряды $Y[t+j+\tau]$, содержащие по 35 членов. Коэффициенты c_i , использовавшиеся

при этих расчетах, были определены из уравнения (3) для временных рядов $y[t+j]$ и $x_i[t+j]$.

Для каждого временного ряда $Y[t+j+\tau]$ был рассчитан временной ряд:

$$Z[t+j+\tau] = Y[t+j+\tau] - y[t+j+\tau].$$

Этот ряд проходил тест Пирсона на нормальность. Если он был, с достоверностью не менее 95%, признанный как нормальный, адекватность соответствующей модели оценивалось с использованием статистического критерия согласия Стьюдента.

Также для ряда $z[t+j+\tau]$ рассчитывались среднее и среднее квадратичное значение, которые рассматривались, как систематическая и абсолютная погрешность прогнозирования – важные характеристики его качества.

При решении четвертой задачи каждый временной ряд ошибок моделирования подвергался тестированию на нормальность с использованием критерия Пирсона. Если статистический вывод о нормальности процесса, выборкой из которого является рассматриваемый ряд, характеризуется достоверностью не менее 0.95, для оценки адекватности модели применялись критерии согласия Стьюдента и Фишера, а для оценки точности моделирования – величина среднеквадратического отклонения этого ряда. Если вывод о нормальности рассматриваемого процесса мог быть сделан лишь с меньшей достоверностью, при оценке адекватности моделей применялся критерий согласия Колмогорова.

Данные о межгодовых изменениях среднемесячных значений скорости ветра наблюдавшихся в г. Симферополе, начиная с 1973 г. по 2008 г., были получены с международного метеорологического интернет-сайта [22].

В работе использовались 27 различных ГКИ, которые условно могут быть объединены в следующие группы:

1) ГКИ, рассчитываемые по полю атмосферного давления

- Индекс арктического колебания (АО)
- Индекс Северо-Тихоокеанского колебания (ЕРО)
- Индекс Южного колебания (SOI)

- Индекс Северо-Атлантического колебания (NAO)

2) ГКИ, рассчитываемые по полю температуры поверхности океана (ТПО) Атлантического океана

- Атлантический меридиональный режим (ammsst)
- Индекс Атлантического мульти-декадного колебания (amon.us)
- Триполь ТПО в Атлантике (atltri)
- Индекс аномалии ТПО Северо-тропической части Атлантики (NTA)
- Индекс аномалии ТПО тропики – Северная Атлантика (TNA)
- Индекс аномалии ТПО тропики – Южная Атлантика (TSA)

3) ГКИ, рассчитываемые по полю ТПО Тихого океана

- Индекс аномалии ТПО тропической части Тихого океана (eofrac)
- Индекс аномалии ТПО дальневосточно-тропической части Тихого океана (nina-1)
- Индекс аномалии ТПО восточно-тропической части Тихого океана (nina-3)
- Индекс аномалии ТПО центрально-тропической части Тихого океана (nina-4)
- Индекс аномалии ТПО восточно-центрально-тропической части Тихого океана (nina-34)
- Индекс теплой области в Тихом океане (pacwarm)
- Тихоокеанский североамериканский индекс (PNA)
- Индекс аномалии ТПО западной части Тихого океана (WP)

4) ГКИ, характеризующие явление Эль-Ниньо (рассчитываются, одновременным применением данных о полях атмосферного давления и ТПО)

- Индекс Эль-Ниньо – Южного колебания (censo)
- Мультивариационный индекс Эль-Ниньо – Южного колебания (MEI)
- Океанический индекс Эль-Ниньо (ONI)
- Индекс эволюции Эль-Ниньо (TNI)

5) Прочие ГКИ

- Индекс аномалии ТПО в области Карибских островов (CAR)
- Индекс квазидвухлетнего колебания (QNO)

- Поток радиосоставляющей солнечного излучения (длина волны 10,7 см) (solar)
- Месячные суммы осадков над областью Сахель (swmnsoon)
- Индекс теплой области в Западном полушарии (WHWP)

Информация о временной изменчивости ГКИ была получена с сайта Национальной администрации по океану и атмосфере, отдел «Лаборатория изучения земных систем» (NOAA ESRL – National Oceanic and Atmospheric Administration, Earth System Research Laboratory) [17].

Результаты и их анализ

Согласно описанной выше методике были идентифицированы параметры модели (3) межгодовой динамики среднемесячных значений скорости ветра в г. Симферополь. При этом в качестве ее факторов учитывались временные ряды среднемесячных значений всех рассматриваемых ГКИ в совпадающем месяце.

В результате идентификации для каждого месяца были оценены значения коэффициентов модели (3), при подстановке которых в

Таблица 1

Значения идентифицированных коэффициентов модели динамики межгодовых значений среднемесячных скоростей ветра в Г. Симферополь для некоторых месяцев

Индексы		Месяц			
		январь	апрель	июнь	октябрь
	c0	-48,482	-126,974	128,090	-381,630
ammsst	c1	-2,044	-0,890	0,827	1,501
amon.us	c2	7,813	-27,085	-14,896	11,385
ao	c3	1,284	-0,545	3,669	-0,554
altri	c4	-1,336	2,778	0,748	-1,739
car	c5	0,601	6,925	9,696	0,027
censo	c6	-5,158	-7,546	9,176	-7,469
eofpac	c7	5,738	-3,225	7,715	-5,771
epo	c8	0,900	-1,787	-0,234	0,899
mei	c9	-5,357	-4,253	-1,933	-3,747
nina-1	c10	3,935	1,352	-6,882	4,773
nina-3	c11	-9,428	-2,331	0,882	8,299
nina-4	c12	1,697	-7,519	9,461	2,806
nina-34	c13	6,096	13,768	-9,086	0,506
nta	c14	-3,342	18,226	3,020	-5,969
oni	c15	-0,663	7,665	-7,825	-0,950
pacwarm	c16	1,796	1,614	-4,734	1,102
pna	c17	0,905	-0,128	-1,097	-0,250
qbo	c18	0,006	0,077	-0,004	-0,020
soi	c19	-1,408	-3,052	1,376	-2,765
solar	c20	0,000	0,002	-0,001	-0,001
swmnsoon	c21	-0,397	0,241	1,376	-0,206
tna	c22	19,487	-6,441	-3,930	-8,042
tni	c23	1,622	-0,311	4,309	-1,759
tsa	c24	-2,523	-4,061	2,108	2,944
whwp	c25	-2,287	0,294	-0,307	-0,451
wp	c26	-0,246	-0,318	-1,681	-0,667
nao	c27	-1,840	-0,047	-1,716	0,821

нее точность моделирования изучаемого процесса была максимальной. В качестве примера в таблице 1 представлены значения коэффициентов моделей, соответствующих месяцам январь, апрель, июль и октябрь.

Приведенные данные в табл. 1 свидетельствуют о том, что значения коэффициентов для различных индексов могут сильно отличаться. Также для каждого индекса они значимо зависят от номера месяца. Все, представленные в табл. 1, коэффициенты в течение года меняют знак.

Также в процессе идентификации наряду с коэффициентами моделей (3) для каждого месяца были оценены также априорные значимости того или иного их фактора. В табл. 2 приведены их значения для моделей (3).

Как видно из таблицы 2, наиболее априорно значимыми ГКИ за период с 1973 по 2008 гг. являются такие индексы, как nao, whwp, tna, wp, tsa. Данные индексы относятся к 1, 2, 3 и 5 группам.

Не трудно видеть из таблицы 2, что существенное влияние на оценки априорной значимости значений среднемесячных скоростей ветра, в рассматриваемый период, оказывают ГКИ, рассчитываемые по полю атмосферного давления.

Все рассматриваемые факторы 2-ой группы, которые представляют собой глобальные климатические индексы, численно выражающие процессы, происходящие в поле ТПО в области Атлантического океана, имеют высокие значения значимости. Среди них наибольшее влияние на изучаемые процессы оказывают факторы, соответствующие индексам tna и tsa, чьи максимальные значения наблюдаются в сентябре и октябре.

Среди факторов 3-ей группы максимально значимым является индекс wr, который отображают аномалии ТПО в западной части Тихого океана. Наибольшее его значение наблюдаются с апреля по июль, а также в октябре.

Таблица 2

ГКИ, межгодовая динамика среднемесячных значений которых в период с 1973 по 2008 г. была априорно наиболее значима

Месяц	ГКИ, априорно наиболее значимые									
Январь	whwp	tsa	wp	nao	tni	ammsst	qbo	soi	pna	nina-3
Февраль	nina-3	nina-4	ammsst	epo	nina-1	mei	nta	nina-34	amon.us	altri
Март	ammsst	qbo	nina-4	nina-3	oni	nina-1	pna	amon.us	pacwarm	epo
Апрель	nao	wp	whwp	tna	tsa	tni	swmnsoon	solar	ammsst	soi
Май	nao	wp	tna	whwp	tni	tsa	swmnsoon	solar	qbo	soi
Июнь	nao	wp	whwp	tna	tsa	tni	swmnsoon	solar	ammsst	nina-4
Июль	nao	wp	whwp	tsa	tna	tni	solar	swmnsoon	nina-4	nina-3
Август	whwp	nao	tni	wp	tna	tsa	swmnsoon	solar	nina-4	nina-3
Сентябрь	tna	whwp	tni	nina-4	tsa	mei	nina-1	censo	eofpac	epo
Октябрь	tna	wp	tni	mei	tsa	nina-1	nao	nina-4	wp	epo
Ноябрь	whwp	tni	tna	tsa	nao	mei	nina-1	wp	epo	censo
Декабрь	tni	whwp	tsa	wp	nao	tna	ammsst	amon.us	nina-1	altri

Таблица 3

ГКИ, межгодовая динамика среднемесячных значений которых в период с 1973 по 2008 г. была апостериорно наиболее значима

Месяц	ГКИ, апостериорно наиболее значимые									
Январь	nina-3	nina-34	tna	eofpac	ammsst	censo	mei	nina-1	soi	tni
Февраль	nina-3	ammsst	mei	amon.us	altri	eofpac	nta	tna	car	tni
Март	tna	mei	ammsst	amon.us	tni	nina-1	nina-3	ao	nao	whwp
Апрель	nina-34	censo	nta	amon.us	soi	oni	nina-4	mei	eofpac	altri
Май	oni	censo	eofpac	soi	nina-34	whwp	nina-1	nina-4	mei	nta
Июнь	nina-1	censo	eofpac	tni	nina-34	nina-4	oni	amon.us	ao	ammsst
Июль	oni	censo	eofpac	nina-3	soi	nina-34	altri	amon.us	epo	nina-1
Август	eofpac	nina-4	tni	nina-3	car	nta	whwp	nina-34	oni	soi
Сентябрь	nina-34	mei	censo	oni	nta	nina-3	nina-1	ammsst	nina-4	tni
Октябрь	nina-3	censo	eofpac	nina-1	soi	mei	ammsst	tna	amon.us	tni
Ноябрь	nina-1	nina-34	eofpac	soi	nina-3	mei	amon.us	altri	censo	tna
Декабрь	nina-4	eofpac	tni	nina-1	nina-3	oni	mei	amon.us	ammsst	soi

Также существенное влияние на особенности изменения оценок апостериорной значимости оказывает индекс теплой области в Западном полушарии (whwp).

Наряду с априорными значимостями того или иного фактора коэффициента модели, были оценены также их апостериорные значимости. В таблице 3 приведены их значения для моделей (3).

Из таблицы 3 следует, что к ГКИ, которые в период с 1973 по 2008 гг. были апостериорно наиболее значимыми относятся индексы 3 и 4 групп.

Из рассматриваемых факторов 3-ей группы значимыми являются такие индексы, которые отображают аномалии ТПО над тропической частью Тихого океана: eofpac, nina-1, nina-3, nina-4, nina-34. Все эти процессы сосредоточены в восточной тихоокеанской области. Наибольшие значения eofpac наблюдаются в летний период, а индексов nina – зимой и осенью.

Индексы 4-ой группы, соответствующие процессам, связанным с явлением Эль-

Ниньо, высокие значения значимости имеют летом, а также в апреле и октябре.

Из сравнения таблиц 2 и 3 следует, что априорные и апостериорные оценки значимости одних и тех же индексов существенно различаются. Поэтому предварительная селекция факторов, которые могли бы быть учтены в рассматриваемой модели, осуществляемая с использованием (1), приводит к исключению из числа процессов - аргументов, включаемых в модель, весьма существенных по апостериорным оценкам. В результате этого точность моделирования ощутимо снижается. Последнее свидетельствует о целесообразности отказаться от какой либо предварительной селекции исходного множества факторов (за исключением удаления из их числа связанных с прочими факторами функционально), что позволяет предотвратить снижение точности моделирования.

На рисунке 1 представлен пример фактической и прогнозируемых с упреждением $\tau=1$ и 2 года зависимостей от времени сред-

немесячних скоростей ветра над г. Симферополь в феврале. Как видно из данного примера, ЛМР модель (3) удовлетворительно описывает временную изменчивость моделируемого процесса. Единственный значительный выброс наблюдается в 1997 г., где разница между фактическим и смоделированным значением среднемесячных скоростей ветра значительна.

Последнее значение на графике – есть прогноз, соответствующий новым данным, не учитывавшимся при идентификации модели. Близость фактического и прогнозируемого значений среднемесячной скорости ветра свидетельствует о робастности модели (3) к временному сдвигу в будущее на 1 год.

Аналогичными свойствами обладают модели (3), идентифицированные и для остальных месяцев года.

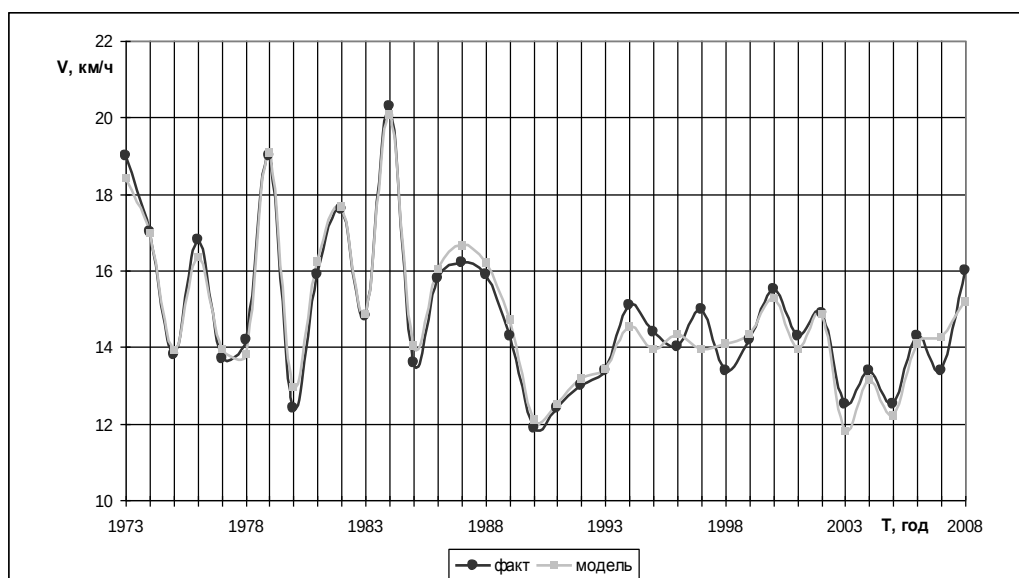


Рис. 1 – Фактическая (ряд 1) и прогнозируемая, с упреждением 1 год (ряд 2) зависимости от времени среднемесячных скоростей ветра над г. Симферополь в феврале, за период 1973 – 2008 гг.

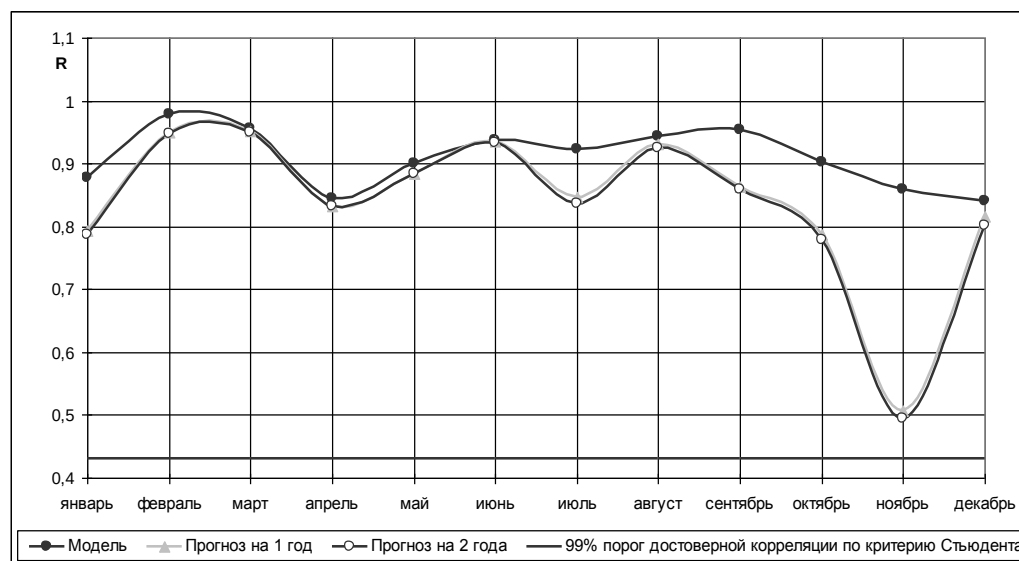


Рис. 2 – Зависимость от номера месяца значений коэффициента корреляции между временными рядами фактических и прогнозируемых межгодовых изменений среднемесячных значений скорости ветра над г. Симферополь за период с 1973 по 2008 гг.

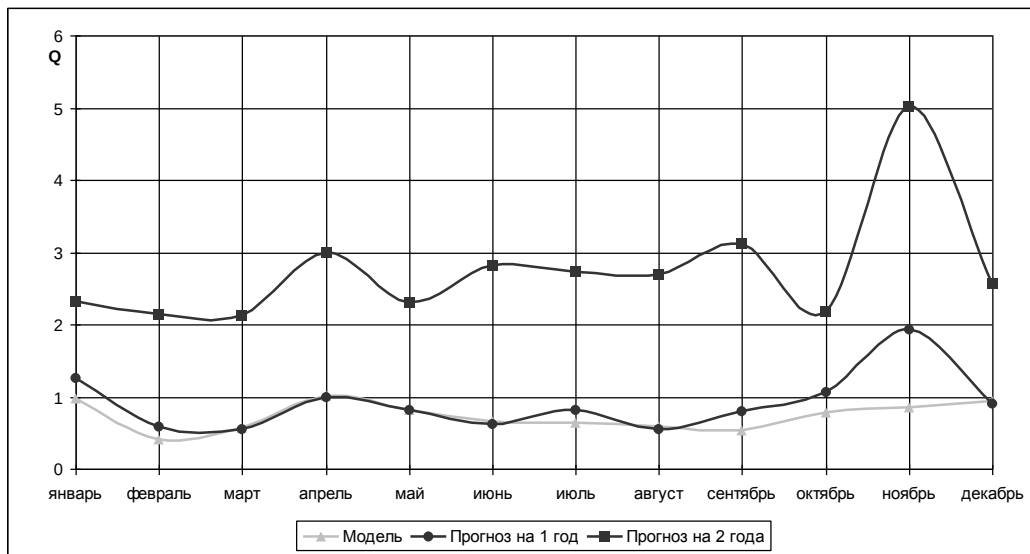


Рис. 3 – Зависимость от номера месяца значений СКО между временными рядами фактических и прогнозируемых межгодовых изменений среднемесячных значений скорости ветра над г. Симферополь за период с 1973 по 2008 гг.

Оценка эффективности моделирования и прогнозирования выполнялась расчетом коэффициента корреляции между временными рядами фактических и смоделированных по модели (3) межгодовых изменений среднемесячных значений скорости ветра за все месяцы года, результаты которой представлены на рисунке 2.

Установлено, что значения коэффициентов корреляции результатов моделирования и прогнозирования изменений состояния рассматриваемого процесса превышают уровень 99% порога достоверной корреляции по критерию Стьюдента.

Как видим из данного графика значение рассматриваемого коэффициента корреляции достаточно высоко на протяжении всего года, за исключением ноября для запаздывания на один ($\tau=1$) и два ($\tau=2$) года, где наблюдается минимальное значение – 0,49.

Из полученной зависимости (рис.3) следует, что значения СКО результатов прогнозирования межгодовых изменений среднемесячных скоростей ветра по мере увеличения упреждения прогноза (τ) увеличивается.

Выводы

1. На примере г. Симферополь показано, что учет при идентификации ЛМР моделей современной динамики среднемесячных зна-

чений скорости ветра, где в качестве их аргументов рассматривались временные ряды ГКИ, позволяет получить результаты, обладающие робастностью к временным сдвигам в будущее на 1 и 2 года, что позволяет их использовать при прогнозировании указанного процесса.

2. Установлено, что эффективность идентифицированных моделей существенно зависит от времени года, тем не менее, вывод об их адекватности по критерию Стьюдента может быть сделан для каждого месяца, с достоверностью не ниже 99%.

ЛИТЕРАТУРА

1. Школьный Є. П. Фізика атмосфери / Є. П. Школьний. – Одеса, 1997. – 698с.
2. Одум Ю. Экология: в 2-х томах/ Ю. Одум. – М.: Мир, 1986. – Т. 1. – 328 с; Т. 2. – 376 с.
3. Рензо Д. де Ветроэнергетика / Д. де Рензо. – М.: Энергоатомиздат, 1982. – 272 с.
4. Шефтер Я. И. Использование энергии ветра/ Я.И. Шефтер. – М.: Энергоатомиздат, 1983. – 200 с.
5. Кривцов В. С., Неисчерпаемая энергия. Кн. 2. Ветроэнергетика/ В. С. Кривцов, А. М. Олейников – Х.: ХАИ, 2004. – 519 с.
6. Голицын М. В. Альтернативные энергоносители / М. В. Голицын, А. М. Голицын, Н. М. Пронина – М.: Наука, 2004. – 159 с.
7. Ліпінський В. М. Клімат України/ В. М. Ліпінський, В. А. Дячук, В. М. Бабіченко – К.: Видавництво Раєвського, 2003. – 343 с.

8. Океанографічний атлас Чорного та Азовського морів. – К. ДУ "Держгідрографія", 2009 — 356 с
9. Марчук Г. И. Роль океана в формировании климата / Г. И. Марчук. // Всемирная Конференция по изменению климата – 2003. – М., 2003 – С.16– 17.
10. Воскресенская Е. Н. Влияние крупномасштабных атмосферных процессов на формирование гидрофизических и гидробиологических условий северо-западной части Черного моря в зимний период / Е. Н. Воскресенская, А. С. Кукушкин, З. П. Бурлакова, Л. В. Еремеева // Морской гидрофизический журнал. – 2004. – № 6. – С.29 – 36.
11. Chiang, J. C. H. Analogous meridional modes of atmosphere-ocean variability in the tropical Pacific and tropical Atlantic./ J. C. H. Chiang, D. J. Vimont// J. Climate. V.17(21). - 2004. – P4143-4158.
12. Enfield D. B. The Atlantic multidecadal oscillation and its relation to rainfall and river flows in the continental U.S./ D. B. Enfield, A. M. Mestas-Nunez, and P. J. Trimble// Geophysical Research Letters. – V. 28 – 2001. – P.2077-2080 .
13. Wolter K. Measuring the strength of ENSO - how does 1997/98 rank? / K. Wolter, M.S. Timlin//Weather. – V. 53. – 1998. – P.315-324.
14. Penland C. Prediction of tropical Atlantic sea surface temperatures using Linear Inverse Modeling. / C. Penland, L. Matrosova // J. Climate. – 1998. – March. - 483-496 pp.
15. Enfield D. B. How ubiquitous is the dipole relationship in tropical Atlantic sea surface temperatures?/ D. B. Enfield, A. M. Mestas, D. A. Mayer, and L. Cid-Serrano// JGR-O. – 1999. –V. 104. – P.7841-7848.
16. Wang C., The tropical Western Hemisphere warm pool/ C. Wang and D.B. Enfield// Geophys. Res. Lett.. - 2001. –v. 28. –P. 1635-1638.
17. <http://www.noaa.gov> - сайт Национальной администрации по океану и атмосфере, отдел «Лаборатория изучения земных систем» (NOAA ESRL – National Oceanic and Atmospheric Administration, Earth System Research Laboratory).
18. Дрейпер Н. Прикладной регрессионный анализ. Множественная регрессия = Applied Regression Analysis./ Норман Дрейпер, Гарри Смит. – 3-е изд. – М.: «Диалектика», 2007. – 912С.
19. Рао С. Р. Линейные статистические методы и их применения / С. Р. Рао. – М. : Наука, 1968. – 376 с.
20. Рождественский А. В. Статистические методы в гидрологии / А. В. Рождественский, А. И. Чеботарев – Л.: Гидрометеиздат, 1974. – 424 с.
21. Сербер Дж. Линейный регрессионный анализ/ Дж. Сербер. – М.: Мир. – 1980.
22. <http://www.tutiempo.net/en/Climate>

Надійшла до редколегії 10.02.2011

УДК 911+502.4

Р. О. КВАРТЕНКО

Державне управління охорони навколишнього природного середовища в Харківській області

СТАРТОВІ ПОЗИЦІЇ РОЗРОБКИ КОНЦЕПТУАЛЬНИХ ОСНОВ СТВОРЕННЯ ЕКОЛОГІЧНОЇ МЕРЕЖІ ХАРКІВСЬКОЇ ОБЛАСТІ

Виконано детальний аналіз складових існуючої екологічної мережі, оцінено стан біологічного і ландшафтного різноманіття Харківської області. Визначено ступінь впливу антропогенних чинників на структурні елементи екологічної мережі. Окреслені основні напрямки оптимізації заходів по створенню і удосконаленню екологічної мережі області.

Ключові слова: екологічна мережа, біологічне різноманіття, ландшафтне різноманіття, регіональні схеми, антропогенні чинники

Квартенко Р. А. СТАРТОВЫЕ ПОЗИЦИИ РАЗРАБОТКИ КОНЦЕПТУАЛЬНЫХ ОСНОВ СОЗДАНИЯ ЭКОЛОГИЧЕСКОЙ СЕТИ ХАРЬКОВСКОЙ ОБЛАСТИ

Детально проанализированы компоненты существующей экологической сети, оценено состояние биологического и ландшафтного многообразия Харьковской области. Определена степень влияния антропогенных факторов на структурные элементы экосети. Очерчены основные направления оптимизации мероприятий по созданию и совершенствованию экологической сети области.

Ключевые слова: экологическая сеть, биологическое многообразие, ландшафтное многообразие, региональные схемы, антропогенные факторы

Kvartenko R. A. STARTING POSITIONS of CONCEPTUAL BASES DEVELOPMENT of ECOLOGICAL NETWORK CREATION of KHARKOV AREA

In-process the components of existent ecological network are analyzed in detail, the state of biological and landscape variety of the Kharkov area is appraised. The degree of influence of anthropogenic factors is certain on the structural elements of ecological network. Basic directions optimization of measures are outlined on creation and perfection of ecological network of area.

Keywords: ecological network, biological variety, landscape variety, regional charts, anthropogenic factors

© Квартенко Р. О., 2011

