

УДК 911

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

### **ОЦЕНКА ВОЗМОЖНОСТЕЙ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ МЕЖГОДОВОЙ ДИНАМИКИ ПОВТОРЯЕМОСТИ ГРОЗ НА ПРИМЕРЕ ГОРОДА КИЕВА**

Изменения повторяемости гроз в летние месяцы над городом Киевом могут быть с высокой точностью описаны с помощью метода линейной множественной регрессии. Идентифицированные модели обладают робастностью к временным сдвигам в будущее на 22 года и потому могут быть использованы при прогнозировании дальнейшей динамики этого процесса до 1930 года.

**Ключевые слова:** гроза, повторяемость, летние месяцы, прогноз, г. Киев, линейная множественная регрессия

### **Холопец А. В., Мацук Ю. М. ОЦІНКА МОЖЛИВОСТЕЙ ПРОГНОЗУВАННЯ МІЖРІЧНОЇ ДИНАМІКИ ПОВТОРЮВАНOSTІ ГРОЗ НА ПРИКЛАДІ МІСТА КИЄВА**

Зміни повторюваності гроз в літні місяці над містом Києвом можуть бути з високою точністю описані за допомогою методу лінійної множинної регресії. Ідентифіковані моделі володіють робастністю до тимчасових зрушень в майбутнє на 22 роки і тому можуть бути використані при прогнозуванні подальшої динаміки цього процесу до 1930 року.

**Ключові слова:** гроза, повторюваність, літні місяці, прогноз, м. Київ, лінійна множинна регресія

### **Kholopcev A. V., Macuk Yu. M. ESTIMATION OF PROGNOSTICATION POSSIBILITIES OF INTERANNUAL DYNAMICS OF REPETITION OF THUNDERSTORMS ON EXAMPLE OF CITY OF KIEV**

Changes repetition of thunderstorms in summer months above a city Kiev can be described with high exactness by the method of linear multiple regression. The identified models possess robustness to the temporal changes in the future on 22 years and that is why can be used for prognostication of further dynamics of this process to 1930 year.

**Keywords:** thunderstorm, repetition, summer months, prognosis, Kiev, linear multiple regression

Гроза является опасным природным явлением, существенно осложняющим работу воздушного и водного транспорта, систем электроснабжения населенных пунктов и

промышленных предприятий, а также вызывающим пожары в лесных массивах многих регионов Мира. Поэтому совершенствование методов его прогнозирования является актуальной проблемой физической

географии, физики атмосферы, а также экологической безопасности.

Гроза являлась опаснейшим противником человечества с древнейших времен. Это природное явление рассматривалось как оружие Бога, которое он применяет по своему усмотрению. Поэтому закономерности данного природного явления полагались для людей непостижимыми, хотя проявления электричества и магнетизма использовались человечеством с древнейших времен. Греческие ученые Анаксимен и Анаксагор рассматривали явление грозы как результат сгущения воздуха в облаках. Сократ видел основную причину возникновения гроз в столкновении облаков, Демокрит – в их соединении. Подобные представления обобщены в сочинениях Аристотеля, Платона и Лукреция [1], а также других авторов. Первым научным исследованием природы электричества и магнетизма является работа Джильберта [2], положившая начало ее изучению физикой Нового времени.

Основоположителем теории атмосферного электричества является Б. Франклин [3], доказавший, что причиной электрических разрядов в воздухе являются те же явления, что происходят в лейденской банке. Существенный вклад в развитие научных представлений о грозах внесли опыты М. Ломоносова, Г. Рихмана, Кулона, Д. Гальвани, А. Вольты а также теоретические исследования Пуассона, Грина, Гаусса [4].

Первую теорию грозы, в основных чертах соответствующую природе явления, предложил М.В. Ломоносов. Существенный вклад в ее развитие внесли М. Фарадей, Пельтье, Эскнар, Зонке, Линс, Эльстер и Гейтель и др.

Практически с самого начала научных исследований данного явления, в числе прочих характеристик грозовой активности над некоторой территорий начала рассматриваться его повторяемость в течение того или иного месяца. Этот показатель численно равен количеству суток, в течение которых над ней регистрировались грозы [6]. Было установлено, что его значение существенно зависит, как от расположения пункта, в котором проводятся наблюдения, так и от времени, изменяясь как от сезона к сезону, так и от года к году. Информация об изменениях данной характеристики за весь период

наблюдений, проводившихся на той или иной метеостанции Мира, представлена в национальных метеорологических архивах, а также на Интернет-сайте [7].

Основой современных представлений о закономерностях, обуславливающих пространственно-временную изменчивость повторяемости гроз в земной атмосфере, являются труды таких ученых как: Ермакова В. И., Стожкова Ю. И. [8-10].

Установлено, что грозы в большинстве случаев формируются в облаках вертикального развития Сb, а также Cu cong [6], образующихся в облачных системах циклонов и холодных атмосферных фронтов 2 рода. Поэтому изменения повторяемости данного явления, носящего региональный характер, во многом обусловлены динамикой состояний ряда глобальных и крупномасштабных процессов в климатической системе планеты [11, 12], характеризующихся соответствующими глобальными климатическими индексами (ГКИ) [13].

Среди глобальных процессов, к числу наиболее существенных факторов повторяемости гроз, относятся изменения состояния солнечной активности, а также глобальное потепление климата [11, 12]. К числу значимых ее факторов относятся и некоторые крупномасштабные процессы в климатической системе, такие как Североатлантическое колебание, Эль Ниньо- Южное колебание и многие другие [14, 15]. Вследствие этого изменения повторяемости гроз в том или ином регионе целесообразно рассматривать как многофакторный процесс.

Практически универсальным методом моделирования динамики таких природных процессов является метод линейной множественной регрессии [16].

Необходимым условием, определяющим возможность применения упомянутого метода, являются наличие достаточно продолжительных временных рядов одинаковой длины, содержащих результаты наблюдений прогнозируемого процесса и его аргументов, среди которых не должно быть связанных между собой функционально.

Если изучаемый природный процесс может рассматриваться как стационарный (параметры его динамико-стохастической модели, не зависят от момента начала отрезка времени, на котором он рассматривается),

упомянутый метод может быть эффективно применен и для его прогнозирования. При этом он позволяет не только оценить наиболее вероятное значение прогнозируемой характеристики в заданный момент будущего, но также нижнюю и верхнюю границы интервала, в пределах которого с требуемой вероятностью будет находиться ее фактическое значение.

Несмотря на указанные положительные особенности, применение на практике метода линейной множественной регрессии ограничено, поскольку при малом числе аргументов, учитываемых в моделях их эффективность не всегда удовлетворительна, а при попытке учета такого их количества, при котором эффективность могла бы быть приемлемой, существенно возрастают вычислительные трудности. При прогнозировании того или иного природного процесса вопрос об условиях, при которых допустимо пренебречь его нестационарностью (а следовательно данный метод может быть применен), как правило, нуждается в специальном изучении. При этом приходится анализировать робастность каждой разработанной его модели к сдвигу по времени между рядами, использованными при идентификации и рядами, используемыми при прогнозировании [17].

К тому же при фиксированном количестве факторов, учитываемых в моделях, реализующих метод линейной множественной регрессии (и потому далее обозначаемых как ЛМР), их эффективность, а также робастность существенно зависят от того, какие именно процессы учитываются как их аргументы. При этом процедур предварительной селекции факторов, которые могли бы быть в принципе учтены в ЛМР моделях, гарантирующей их высокие эффективность и робастность, не предложено. Единственным способом, позволяющим достичь их приемлемых уровней, является перебор всех возможных сочетаний предполагаемых факторов, осуществить который возможно лишь в простейших случаях. Поэтому на практике набор факторов, учитываемых в качестве аргументов ЛМР модели изучаемого процесса, определяется эвристически, а ее эффективность и робастность, в конечном счете, зави-

сят от того, насколько эта эвристика оказалась удачной. Для оптимального снижения размерности получаемых при этом ЛМР моделей применяют метод главных компонентов [18].

Подобная ситуация характерна и для задач прогнозирования межгодовых изменений повторяемости гроз над различными регионами планеты, вследствие чего возможности применения в них упомянутого метода, а также учета динамики состояний глобальных и крупномасштабных процессов в ее климатической системе, ныне изучены недостаточно.

Наибольшую практическую пользу разработка эффективных и робастных прогностических ЛМР моделей современной динамики повторяемости гроз могло бы принести населению и экономике крупнейших городов Мира, в которых активно функционируют аэропорты, электростанции, а также другие техногенные объекты, работа которых ощутимо зависит от нее. Одним из них является столица и крупнейший город Украины – Киев. Вопрос о том, при каких условиях нестационарностью процесса, которым являются изменения повторяемости гроз над городом Киев, допустимо пренебрегать, а его ЛМР модель может быть использована при прогнозировании, ранее не исследовался.

Учитывая изложенное, в качестве объекта данного исследования выбраны межгодовые изменения повторяемости гроз над городом Киевом, характерная для мая, июня, июля и августа в современный период.

Предметом данного исследования является оценка возможностей их моделирования и прогнозирования с учетом изменений состояния глобальных и крупномасштабных процессов в климатической системе планеты.

Целью данной работы является разработка прогностической ЛМР модели изменений повторяемости гроз над г. Киев в современный период, а также изучение особенностей основанных на ней долгосрочных прогнозов этого процесса для мая, июня, июля и августа.

Учитывая это, для достижения поставленной цели были решены следующие задачи:

1. Идентификация прогностических ЛМР моделей описывающих изменения повторяе-

мости гроз над г. Киев в мае, июне, июле и августе за период с 1973 по 2009 гг.

2. Оценка адекватности, эффективности идентифицированных моделей и их робастности к временным сдвигам  $\delta$  между рядами функций, и аргументов, используемыми при их идентификации, а также рядами, применяемыми при прогнозировании.

3. Изучение особенностей прогнозов современной межгодовой динамики повторяемости гроз над г. Киев в мае, июне, июле и августе, которые могут быть разработаны с использованием идентифицированных ЛМР моделей и имеющегося фактического материала, а также априорная оценка их качества.

### Методика и фактический материал

В основу методики данного исследования положено эвристическое предположение, согласно которому существует ЛМР модель динамики повторяемости гроз над городом Киев, приемлемо робастная к временным сдвигам  $\delta$  между рядами функций, и аргументов, используемыми при их идентификации, а также рядами, применяемыми при прогнозировании. Последнее означает, что данная модель, идентифицированная с использованием некоторых фрагментов временных рядов изучаемого процесса и его аргументов, способна сохранить свою адекватность, не слишком снизив эффективность, при описании динамики этого процесса на отрезке времени сдвинутым в будущее на  $\delta$ , если применяемые при этом фрагменты рядов ее аргументов смещены по отношению к исходным на ту же величину. Справедливость данного предположения ни из чего не следует, и в процессе исследования, с помощью методики, применяемой при решении поставленных задач, должна быть доказана.

При решении первой задачи, в качестве математической модели динамики повторяемости гроз над городом Киев –  $y[j]$  рассматривалось уравнение линейной множественной регрессии этого процесса, которое имеет вид [16]:

$$Y[j] = c_0 + \sum_{i=1}^N C_i * x_i[j] \quad (1)$$

где  $Y[j]$  – математическая модель процесса  $y[j]$ , наблюдения которого производи-

лись в дискретные моменты времени  $j$  ( $j=1, 2 \dots M$ );

$x_i[j]$  – временные ряды изменений состояния процессов -аргументов.

$c_i$  ( $i=0, 1, \dots N$ )- действительные константы, значения которых выбраны так, чтобы обеспечить минимум  $P$ , определяемого соотношением:

$$P = \sum_{j=1}^M (Y[j] - y[j])^2 \quad (2)$$

Значения  $c_i$  находятся с помощью метода наименьших квадратов [19], согласно которому:

$$C = A^{-1} \cdot B, \quad (3)$$

где  $C$ - вектор коэффициентов модели  $i$   $c_i$ , содержащий  $N+1$  компонентов;

$$B = \left\{ \begin{array}{c} \sum_{i=1}^M y_i \\ \sum_{i=1}^M y_i x_{i,1} \\ \dots \\ \sum_{i=1}^M y_i x_{i,N} \end{array} \right\} - \text{вектор, включающий}$$

$N+1$  компонентов;

$A^{-1}$  - квадратная матрица размером  $(N+1) \times (N+1)$ , которая является обратной, по отношению к матрице  $A$  [20]. При этом матрица  $A$ , также имеет размеры  $(N+1) \times (N+1)$  и определяется как:

$$A = \left\{ \begin{array}{cccc} M & \sum_{i=1}^M x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} \\ \sum_{i=1}^M x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,1} x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} x_{i,1} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} x_{i,1} \\ \sum_{i=1}^M x_{i,2} & \sum_{i=1}^M x_{i,1} x_{i,2} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} x_{i,2} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} x_{i,2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sum_{i=1}^M x_{i,N} & \sum_{i=1}^M x_{i,1} x_{i,N} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} x_{i,N} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} x_{i,N} \end{array} \right\}$$

Нетрудно видеть, что процедура идентификации модели (1) не проста, поскольку при ее осуществлении приходится обращать матрицу размером  $(N+1) \times (N+1)$ . Поскольку при этих вычислениях приходится многократно осуществлять операцию деления, все расчеты необходимо производить с максимально возможно высокой точностью. Трудоемкость вычислений и требования к их точности возрастают тем ощутимей, чем

больше количество аргументов, учитываемых в модели (определяющее ранг матрицы А). Тем не менее, использование современных методов матричных вычислений [21] позволяет успешно требуемые вычисления осуществить для N, превышающих несколько сотен. Поэтому реальные ограничения на размерность идентифицируемой модели налагает ограниченность длины имеющихся в наличии временных рядов наблюдений функции и ее аргументов, а также ее адекватность, эффективность и робастность.

Идентификация прогностических ЛМР моделей проводилась при условии, что временные ряды процессов, рассматриваемых как их аргументы, опережали по времени временные ряды, соответствующих функций на 1 – 22 года.

При оценке адекватности идентифицируемых моделей применяют те или иные статистические критерии согласия [22]. Поскольку проводившееся в соответствии с критерием Пирсона, тестирование на нормальность распределения вероятностей временных рядов ошибок прогнозирования, соответствующих всем идентифицированным моделям, с достоверностью не ниже 0.95% дало положительный результат, их адекватность оценивалась с использованием критерия Стьюдента. Поэтому для ее оценки рассчитывалось значение коэффициента парной корреляции (K) фактических изменений каждой прогнозируемой характеристики и ее прогнозов, а также определялась величина отношения полученного результата к соответствующему 99% порогу достоверной корреляции ( $K_{99\%}$ ) по указанному критерию, установленному по стандартной методике.

Вследствие нормальности законов распределения ошибок прогнозирования, как мера эффективности прогнозов рассматривалось среднеквадратическое отклонение (СКО) прогнозируемых с использованием той или иной модели значений изучаемых характеристик от их фактических значений, рассчитываемое с использованием (2), как корень квадратный из Р.

По той же причине оценки значений прогнозируемых характеристик, получаемые с помощью его ЛМР модели, являются асимптотически несмещенными, эффектив-

ными и совпадают с наиболее вероятными их фактическими значениями [16, 17].

При исследовании робастности всех идентифицированных моделей рассматривались зависимости от временного сдвига  $\delta$  между рядами функций, и аргументов, используемыми при их идентификации, а также рядами, применяемыми при прогнозировании.

Модель рассматривалась как робастная к  $\delta$ , если при соответствующем сдвиге рядов, рассматриваемых при прогнозировании с ее помощью, как функция и аргумент, а также неизменности ее коэффициентов, статистический вывод о ее адекватности по критерию Сьюдента может быть сделан с достоверностью не ниже 0.99.

При этом как важнейшая количественная характеристика робастности модели может рассматриваться максимальное значение  $\delta$ , при котором изложенное имеет место.

Как существенная количественная характеристика робастности модели рассматривалась также величина:

$$\eta = (\text{СКО}(0) - \text{СКО}(\delta_{\max})) / \text{СКО}(0),$$

где  $\delta_{\max}$  значение временного сдвига, при котором  $K(\delta_{\max}) / K_{99\%} = 1$ ;

$K_{99\%}$  - значение 99% порога достоверной корреляции по критерию Стьюдента, рассчитываемое с учетом числа степеней свободы рассматриваемых рядов;

$K()$  – значение коэффициента парной корреляции между рядом фактических значений прогнозируемой характеристики и рядом их прогнозов, разработанных с использованием идентифицированной модели.

В качестве фактического материала рассматривались временные ряды среднемесячных значений результатов мониторинга повторяемости гроз над городом Киев в мае, июне, июле и августе за период с 1973 по 2008 гг, полученные из [7], а также оценки значений ГКИ, регистрация которых началась не позднее 1951 года и продолжается ныне.

К последним относятся 27 ГКИ [23, 24], которые целесообразно объединить в несколько групп.

К первой относятся ГКИ, отражающие особенности изменчивости поля атмосферного давления:

- индекс Североатлантического колебания (NAO);

- индекс Арктического колебания (АО);
- индекс Восточно-тихоокеанского колебания (ЕРО);
- индекс Южного колебания (SOI) .

Во вторую входят ГКИ, отражающие особенности изменчивости распределения температур поверхности (ТП) Атлантического океана:

- Индекс Атлантической меридиональной моды (АММ) ;
- Многодекадный Атлантический индекс (АМО);
- Индекс триполь ТП в Атлантике (atltri);
- Северо-тропический атлантический индекс ТП (NTA) ;
- Северо-тропический атлантический индекс (TNA);
- Южно-тропический атлантический индекс (TSA) ;
- Индекс аномалии ТП Атлантики в области Карибского моря.

Третья группа включает ГКИ, отражающие особенности изменчивости распределения ТП Тихого океана:

- Индекс аномалии ТП тропической части Тихого океана (eofrac);
- Индекс аномалии ТП юго-восточной части Тихого океана, расположенной между параллелями 0S и 10S, а также меридианами 90W и 80W (Nina-1);
- Индекс аномалии ТП западной части Тихого океана, расположенной между параллелями 5N и 5S, а также меридианами 150W и 90W (Nina-3);
- Индекс аномалии ТП центральной части Тихого океана, расположенной между параллелями 5N и 5S, а также меридианами 160E и 150W (Nina-4);
- Индекс аномалии ТП центрально-восточной части Тихого океана, расположенной между параллелями 5N и 5S, а также меридианами 170E и 120W (Nina-34);

- Индекс теплой области на поверхности Тихого океана (РАС);

- Тихоокеанский североамериканский индекс (РНА);

- Индекс аномалии ТП западной части Тихого океана (WP).

Четвертую группу образуют ГКИ, характеризующие состояние феномена Эль Ниньо-Южное колебание (ЭНЮК) с учетом связанных с ним аномалий как ТПО, так и атмосферного давления:

- Индекс ЭНЮК (BEST);
- Мультивариативный индекс ЭНЮК (MEI);

- Океанический индекс ЭНЮК (ONI);

- Индекс эволюции ЭНЮК (TNI) ).

Прочие ГКИ образуют пятую группу, включающую:

- Индекс квазидвухлетнего колебания (QBO);

- Индекс состояния солнечной активности, определяемый характеристиками потока радиоизлучения Солнца с длиной волны 10.7 см (solar);

- Индекс средней интенсивности атмосферных осадков в зоне Сахель (swmn) ;

Индекс теплой области на поверхности океана в Западном полушарии (WHW).

### Результаты и их анализ

С помощью изложенной методики идентифицированы различные прогностические модели (1) межгодовых изменений повторяемости гроз над городом Киевом в мае – августе, за период с 1973 по 2008 г.

В качестве аргументов использовались временные ряды среднемесячных значений рассматриваемых ГКИ, для всех отрезков времени такой же продолжительности, самый ранний из которых начинался в 1951 году.

В качестве примера полученных при этом результатов в таблице 1 приведены рассчитанные значения коэффициентов модели (1), соответствующих месяцам май, июнь, июль и август, для случая, когда ряды аргументов начинаются в 1951 году.

Из таблицы 1 видно, что значения коэффициентов, соответствующих разным процессам аргументам заметно различаются, что не может рассматриваться как признак отличий их значимости, поскольку разными являются и мощности этих процессов.

Анализ адекватности всех разработанных моделей, проводившийся с использованием применявшихся при идентификации рядов рассматриваемой функции и аргументов, показал, что подобный вывод может быть сделан для любой из них с достоверностью, существенно превышающей 99%.

В этом нетрудно убедиться, проанализировав таблицу 2, в которой представлены значения отношений  $K(0)$ , соответствующих трем идентифицированным моделям, к 99% порогу достоверной корреляции по критерию Стьюдента, равному 0.42.

Таблица 1

**Значения коэффициентов ЛМР модели (1) межгодовых изменений повторяемости гроз над г. Киев, в которой ряды аргументов (ГКИ) опережают ряд функции на 22 год**

| ГКИ      | Коэффициент | Май      | Июнь     | Июль     | Август   |
|----------|-------------|----------|----------|----------|----------|
|          | $C_0$       | 398.5914 | 195.5423 | 848.8256 | 101.1096 |
| Amm      | $C_1$       | -1.87555 | 0.036338 | 1.646436 | -0.26805 |
| Amo      | $C_2$       | -5.88852 | -3.85073 | -14.8795 | -2.40108 |
| Ao       | $C_3$       | 0.503115 | 3.373896 | 5.906716 | 1.67039  |
| Altri    | $C_4$       | 1.185234 | 0.324104 | 2.077157 | 0.420785 |
| Car      | $C_5$       | 4.789389 | -5.06741 | -7.23353 | 7.132019 |
| BEST     | $C_6$       | -1.80148 | -5.49921 | -13.0965 | -2.70729 |
| Eofpac   | $C_7$       | 10.42003 | 3.008607 | 22.13967 | 3.820861 |
| Epo      | $C_8$       | 0.192835 | 1.771823 | 1.304118 | -0.35805 |
| Mei      | $C_9$       | -3.30579 | -1.39751 | 1.453437 | 0.460972 |
| nina-1   | $C_{10}$    | -1.26812 | -3.7231  | 2.923032 | -1.39071 |
| nina-3   | $C_{11}$    | -5.49582 | 4.305715 | -28.7322 | -5.30749 |
| nina-4   | $C_{12}$    | -7.92954 | -3.22052 | -28.8723 | -0.29292 |
| nina-34  | $C_{13}$    | 0.431014 | -4.58856 | 24.40733 | 2.643448 |
| Nta      | $C_{14}$    | 1.014476 | 1.583417 | -18.2425 | -3.05948 |
| Oni      | $C_{15}$    | 1.239964 | 6.235421 | 4.808124 | 3.075378 |
| Pacwarm  | $C_{16}$    | 7.550645 | 11.12297 | 11.26602 | 0.018408 |
| Pna      | $C_{17}$    | 1.170578 | -0.28236 | 0.998446 | 0.531019 |
| Qbo      | $C_{18}$    | 0.132646 | 0.084351 | 0.049072 | 0.035039 |
| Soi      | $C_{19}$    | -1.00111 | -3.11242 | -3.44815 | -0.13467 |
| Solar    | $C_{20}$    | 0.000679 | -0.00126 | -0.00277 | 0.00038  |
| swmnsoon | $C_{21}$    | -1.25432 | 3.26712  | -2.60661 | 0.413519 |
| Tna      | $C_{22}$    | 10.73219 | 6.943093 | 6.367568 | 6.280405 |
| Tni      | $C_{23}$    | 0.264518 | 1.985672 | -3.71973 | 0.975794 |
| Tsa      | $C_{24}$    | -2.64719 | -3.00049 | 5.534227 | -0.48316 |
| Whwp     | $C_{25}$    | -1.3469  | -1.03364 | 0.383316 | -1.20929 |
| Wp       | $C_{26}$    | 0.172264 | -0.93282 | 1.400878 | 0.623992 |
| Nao      | $C_{27}$    | -0.6113  | -1.62471 | 0.752361 | -0.53374 |

Таблица 2

**Значения отношений  $K(0)$ , рассчитанных с использованием некоторых идентифицированных моделей, к 99% порогу достоверной корреляции по критерию Стьюдента**

| Год начала рядов ГКИ | 1951     | 1967     | 1972     |
|----------------------|----------|----------|----------|
| Май                  | 2.25064  | 2.283109 | 1.892838 |
| Июнь                 | 2.252374 | 2.268176 | 2.292596 |
| Июль                 | 2.314594 | 2.089333 | 2.160408 |
| Август               | 1.991261 | 2.068522 | 2.101448 |

Из таблицы 2 следует, что при отсутствии временных сдвигов ( $\delta=0$ ) все рассматриваемые модели, с достоверностью, существенно превышающей 0.99, по критерию Стьюдента могут быть признаны адекватными.

В таблице 3 представлены соответствующие им значения  $SKO(0)$  прогнозов.

Из таблицы 3 видно, что средние значения за рассматриваемые месяцы  $SKO(0)$  прогнозов повторяемости гроз над городом Киев, рассчитанные за период с 1973 по 2008 гг., с использованием модели, аргументы которой опережают ряд функции на 22 года, ощутимо меньше, чем для прочих моделей. При этом

наибольшая точность прогнозов с использованием данной модели соответствует маю.

Оценки робастности всех идентифицированных моделей временным сдвигам  $\delta$ , проводившиеся с использованием рассмотренной методики, показали, что наибольшее значение

$\delta_{\max}$  соответствует модели, ряды аргументов которой опережают ряд – функцию на 22 года (т. е. начинаются с 1951 года).

Именно эта модель и была признана наиболее робастной.

Таблица 3

**Значения СКО (0) прогнозов повторяемости гроз над городом Киев в мае-августе, рассчитанных за период с 1973 по 2008 гг., с использованием некоторых идентифицированных моделей**

| Год начала рядов ГКИ | 1951     | 1967     | 1972     |
|----------------------|----------|----------|----------|
| Май                  | 0.813917 | 0.707735 | 1.513176 |
| Июнь                 | 0.954687 | 0.895621 | 0.794826 |
| Июль                 | 0.836904 | 1.711834 | 1.500468 |
| Август               | 0.975102 | 0.880785 | 0.836158 |
| среднее              | 0.895152 | 1.048994 | 1.161157 |



**Рис. 1** – Зависимости от временного сдвига  $\delta$  значений отношения к 99% порогу по критерию Стьюдента коэффициента корреляции фактических и прогнозных изменений повторяемости гроз над городом Киев в июне, рассчитанных с использованием моделей, ряды аргументов которых опережают ряд функцию на 22 года (ряд 1) и 6 лет (ряд 2)

На рисунке 1 в качестве примеров приведены зависимости  $K(\delta_{\max})/K_{99\%}$  от временного сдвига  $\delta$  между рядами функций, и аргументов, используемыми при их идентификации, а также рядами, применяемыми при прогнозировании межгодовых изменений повторяемости гроз над городом Киев в июне, с использованием моделей, ряды ар-

гументов которых опережают ряд функцию на 22 года и 6 лет.

Как следует из рисунка 1, наибольшее значение  $\delta$ , при котором модель, идентифицированная с использованием рядов аргументов, опережающих ряд функцию на 22 года, соответствует 22. При  $\delta=23$   $K(\delta_{\max})/K_{99\%} < 1$ . Все прочие модели характеризуются максимальными значениями  $\delta$ , при которых возмо-

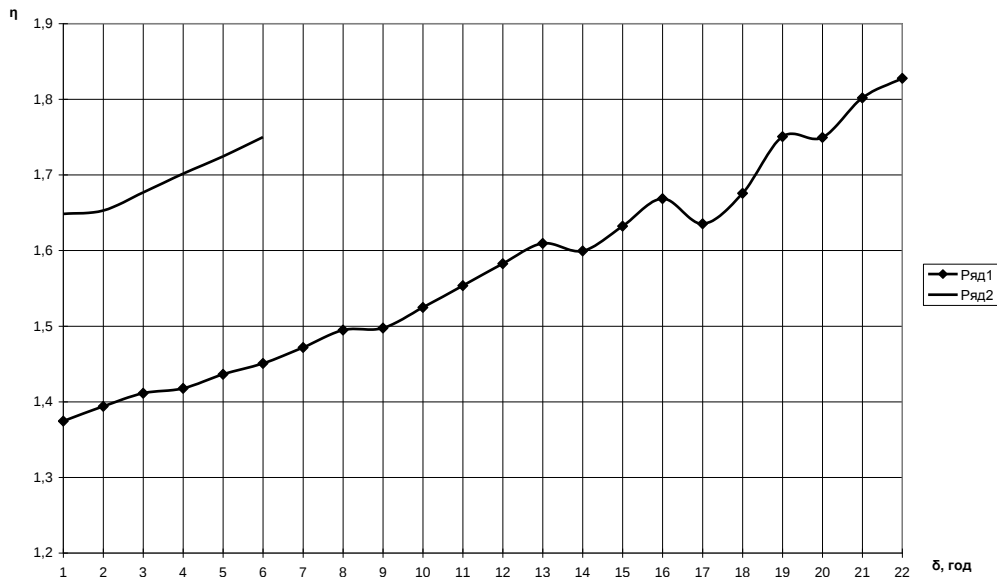
жен прогноз и они сохраняют свою робастность не превышающими 22.

На рисунке 2 в качестве примеров приведены зависимости  $СКО(\delta)$  от временного сдвига  $\delta$  между рядами функций, и аргументов, используемыми при их идентификации, а также рядами, применяемыми при прогнозировании межгодовых изменений повторяемости гроз над городом Киев в июне, с использованием моделей, ряды аргументов которых опережают ряд функции на 22 года и 6 лет.

Из рисунка 2 видно, что функции, описывающие данные зависимости, близки к монотонно возрастающим. При этом оценка характеристики робастности  $\eta$  модели, аргументы

которой опережают функцию на 22 года, при  $\delta=22$  составляет всего 0.33.

Рисунок 2 подтверждает вывод, согласно которому в задачах прогнозирования изменений повторяемости гроз над городом Киев в июне возможно использование ЛМР модели, идентифицированной с использованием временных рядов ГКИ, начинающихся с 1951 года. Это позволяет осуществить прогноз данного процесса по имеющемуся фактическому материалу, в пределах интервала продолжительностью 22 года, сохраняя при этом адекватность и снижая эффективность не более чем на 33%.



**Рис. 2** – Зависимости  $СКО(\delta)$  от временного сдвига  $\delta$  между рядами функций, и аргументов, используемыми при их идентификации, а также аналогичными рядами, применяемыми при прогнозировании межгодовых изменений повторяемости гроз над городом Киев в июне, с использованием моделей, ряды аргументов которых опережают ряд функции на 22 года (ряд 1) и 6 лет (ряд 2)

Последнее свидетельствует о том, что в период с 1973 по 2009 год, на который, как известно, пришлось существенные изменения глобального и регионального климата, проявления нестационарности динамики повторяемости гроз над городом Киевом не были значительными. Это позволяет предполагать, что при естественном, безкатастрофическом развитии рассматриваемого процесса то же будет иметь место и в последующий период, до 2030 года.

Учитывая изложенное, прогноз изменений наиболее вероятных значений изучаемого процесса в период до 2030 года, был разработан с использованием упомянутой ЛМР модели и имевшихся временных рядов среднемесячных значений рассматриваемых ГКИ, завершившихся в 2009 году. Также, учитывая рассчитанные для каждого  $\delta$  значения  $СКО$ , с помощью таблиц интеграла вероятностей оценены нижние и верхние границы интервалов, в пределах которых, с вероятностью 0.99 будут находиться в соответствующие момен-

ты будущего фактические значения прогнозируемой характеристики.

Полученные при этом зависимости от времени фактических повторяемостей гроз над городом Киев в июне, наиболее вероятных их прогнозируемых значений, а также нижних и верхних границ упомянутых интервалов, приведены на рисунке 3.

Из рисунка 3 следует, что в период с 1998 по 2009 год, между изменениями фактической и прогнозируемой повторяемости гроз над городом Киев в июне имело место удовлетворительное соответствие. Расположения большинства экстремумов соответствующих зависимостей от времени практически совпадают.

Различия прогнозируемого и фактического ее значений за этот период ни разу не превысило полуширину оцененного интервала. Это, учитывая установленную робастность модели, позволяет предполагать, что и в будущем вероятность выхода фактического значения прогнозируемой характеристики за оцененные границы не превысит 0.01.

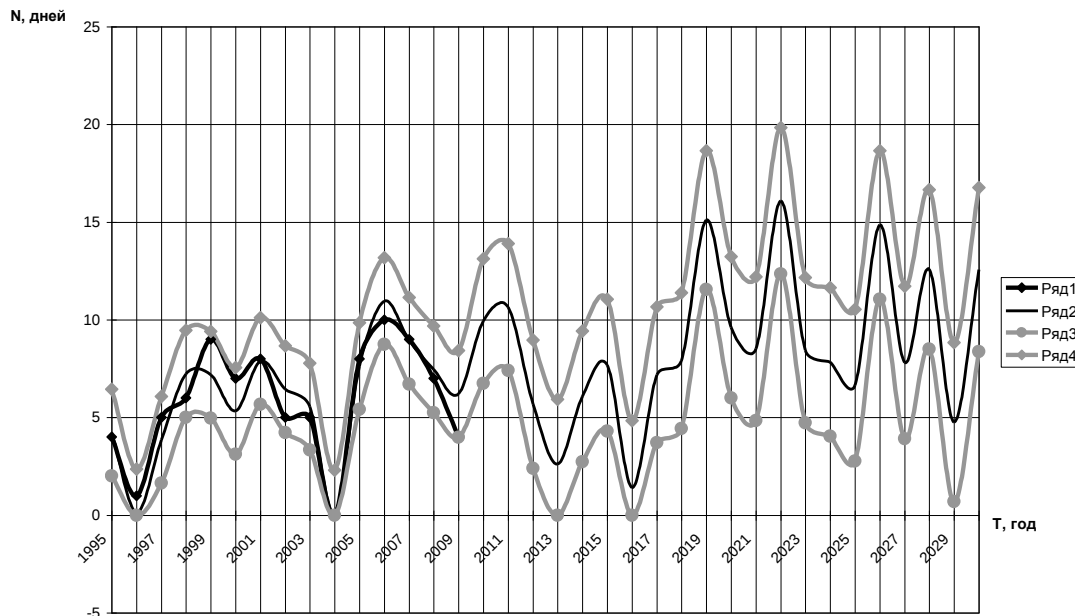
На рисунке 4 приведены, разработанные с помощью той же модели, прогнозы наиболее вероятных значений повторяемости гроз над городом Киев в мае, июне, июле и августе на период 2010-2014 гг.

Из данного рисунка следует, что наибольшего увеличения повторяемости гроз за данный период следует ожидать летом 2011 года. При этом в июле повторяемость гроз здесь может достигнуть рекордной отметки, превышающей максимальный уровень, зафиксированный за весь период предыдущих наблюдений. В 2012 году повторяемость гроз в рассматриваемые месяцы над городом Киев будет практически соответствовать наблюдавшейся в 2010 году.

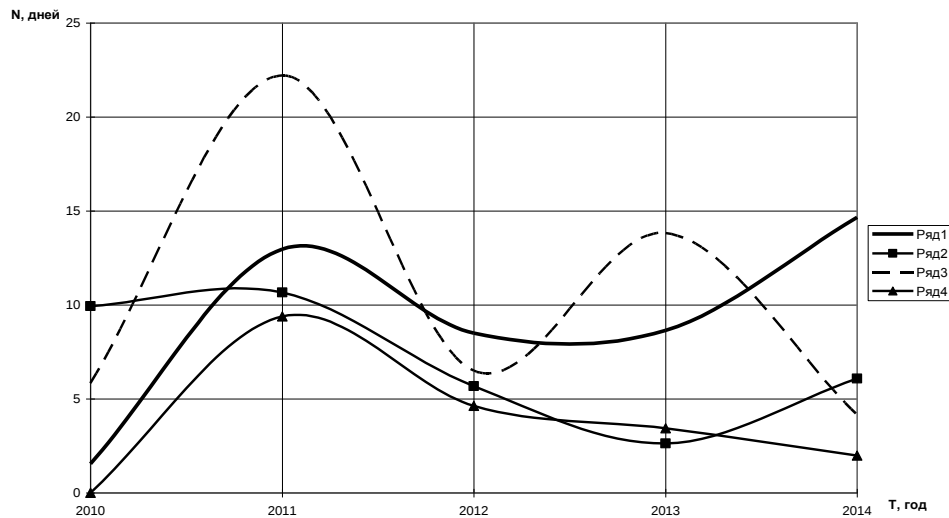
**Выводы.** Таким образом, установлено:

1. Происходившие в период с 1973 по 2009 г. изменения повторяемости гроз в летние месяцы над городом Киевом могут быть с высокой точностью описаны с помощью ЛМР моделей с постоянными коэффициентами, идентифицированных, с использованием в качестве аргументов, временных рядов ГКИ, начинающихся с 1951 года.

2. Статистический вывод об адекватности подобных моделей по критерию Стьюдента относительно временных рядов рассматриваемых процессов, сдвинутых в будущее, по отношению к рядам, учитывавшимся при идентификации, с достоверностью 0.99 может быть сделан при сдвигах достигающих 22 лет.



**Рис. 3** – Зависимости от времени фактических (ряд 1) повторяемостей гроз над городом Киев в июне, наиболее вероятных их прогнозируемых значений (ряд 2), а также нижних (ряд 3) и верхних (ряд 4) границ интервалов, в пределах которых в соответствующие моменты времени с вероятностью 0.99 находились, и будут находиться фактические значения этих характеристик



**Рис. 4** – Залежності від часу прогнозованих на період з 2010 по 2014 рік найбільш ймовірних значень повторюваності гроз над містом Києвом в травні (ряд 1), червні (ряд 2), липні (ряд 3) та серпні (ряд 4)

3. Ідентифіковані моделі мають робастністю до часовим зсувам в майбутньому, досягаючим 22 років і тому можуть бути використані при прогнозуванні подальшої динаміки цього процесу до 1930 року.

#### ЛІТЕРАТУРА

1. Тит Лукрецій Кар. О природі речей. Переклад Рачинського. ОГИЗ, 1933.
2. Cajori. A History of Physics. New York, 1914.
3. Franklin. New Experiments and observations on Electricity, Letter II.
4. Лебедев В. Електричність, магнетизм і електротехніка в їх історичному розвитку. Дофарадеевський період. — М.: 1937. — 178 с.
5. Лачинов Д. А. Основи метеорології і кліматології. (2-е вид., С. 422-478).
6. Арабаджи А. К. Грози і грозові процеси. Мінськ: Наука. — 1960. — 368 с.
7. <http://www.tutiempo.net/en/Climate>
8. Ермаков В. І. Фізика грозових хмар. / В. І. Ермаков, Ю. І. Стожков — М., 2004.
9. Ермаков В. І. Роль космічних променів в утворенні блискавок. / В. І. Ермаков, Ю. І. Стожков // Короткі повідомлення по фізиці ФІАН, 2003. — № 9. — С. 43-50.
10. Chambers, Catherine. Thunderstorm. 2nd ed. Portsmouth, NH: Heinemann, 2007.
11. Марксон Р. Атмосферне електричність і проблеми зв'язу між сонячною активністю і погодою / Р. Марксон // Сонячно-земні зв'язи, погода і клімат. — М.: Мир, 1982. — С. 242-264.
12. Сонячно-земні зв'язи, погода і клімат / Під ред. Б. Мак Кромака і Т. Селігі. — М.: Мир, 1982. — 382 с.
13. Сайт ГКИ.
14. Барабанов В. С. Глобальна і регіональна кліматична змінність / В. С. Барабанов [ і др. ] // Розвиток морських наук і технологій в Морському гідрофізичному інституті за 75 років. — Севастополь: МГІ НАН України, 2004. — С.442 — 468.
15. Полонський А. Б. Вплив великомасштабних процесів в системі океан-атмосфера на зміни Чорноморського клімату / А. Б. Полонський, М. Ю. Бардин, С. Дж. Ворли // Міжнародна наук. конф. «Геополітичні і географічні проблеми Криму в багатовекторному вимірюванні України»: зб. наук. тр. — Севастополь, 2004. — С.248 — 249.
16. Норман Дрейпер, Гаррі Сміт. Прикладний регресійний аналіз. Множинна регресія = Applied Regression Analysis. — 3-е вид. — М.: «Діалектика», 2007. — 912с.
17. Хьюбер П. Робастність в статистиці. / П. Хьюбер — М.: Мир, 1984. — 303с.
18. Pearson K., On lines and planes of closest fit to systems of points in space, / K. Pearson //Philosophical Magazine, (1901) 2. — P. 559 —572.
19. Айвазян С. А. Прикладна статистика. Класифікація і зниження розмірності. / С. А. Айвазян, В. М. Бухштабер, І. С. Енюков, Л. Д. Мешалкін — М.: Фінанси і статистика, 1989. — 607 с.
20. Беллман Р. Введення в теорію матриць. — М.: Мир, 1969. — 368С.
21. Дж. Голуб, Ч.Ван Лоун Матричні вирахування. — М.: Мир, 1999. — 548с.
22. Закс Ш. Теорія статистичних висновків / Ш. Закс. Пер. з англ. Е.В. Чепуріна; під ред. Бєляєва Ю.К. — М.: Мир, 1985. — 776 с.
23. <http://www.cgd.ucar.edu/cas/catalog/climind/>
24. <http://www.cpc.ncep.noaa.gov/data/indices/index.shtml>

Надійшла до редакції 25.11.2010

