

Холопцев А.В., Мацук Ю.М.

УДК 911.551.5

ГРОВОВАЯ АКТИВНОСТЬ НАД ЛЬВОВОМ И ПРОЦЕССЫ ВЗАИМОДЕЙСТВИЯ ОКЕАНА И АТМОСФЕРЫ В СЕВЕРНОЙ АТЛАНТИКЕ ПРИ СОВРЕМЕННОМ ПОТЕПЛЕНИИ КЛИМАТА

Гроровая активность является причиной возникновения пожаров, аварий на воздушном транспорте, также осложняет работу систем электроснабжения населенных пунктов. Поэтому совершенствование методов долгосрочного прогнозирования ее изменений является актуальной проблемой физической географии и экологической безопасности.

Наибольший интерес решение данной проблемы представляет для крупных городов, где ущерб, наносимый грозами, может быть максимальным. К их числу относится и такой город Украины, как Львов, относящийся к числу ее древнейших культурных крупнейших промышленных центров.

Одной из наиболее информативных характеристик гроровой активности является ее индекс, определяемый как число дней с грозами, приходящихся на тот или иной месяц в некотором пункте наблюдения. Мониторинг этого индекса начал осуществляться еще в XIX веке, а его результаты представлены в [1]. Упомянутый источник содержит также сведения об изменениях индекса гроровой активности над г. Львов, за период с 1973 по 2010 г.

Изменения индекса гроровой активности в том или ином пункте Европы непосредственно связаны с изменениями над ним активности Атлантических циклонов, состояние которой во многом определяется крупномасштабными процессами взаимодействия океана и атмосферы, происходящими в Северной Атлантике [2].

Упомянутые процессы влияют не только на содержание тепла и влаги в формирующихся здесь воздушных массах, но и на распределение поверхностных температур во всей Северной Атлантике, а также структуру ее поля атмосферного давления. Тем самым они определяют траектории движения над Европой циклонов и их повторяемость над Львовом.

Важнейшими среди подобных процессов являются Атлантическая меридиональная мода [3], изменения средней температуры поверхности Карибского моря [4], всей поверхности Северной Атлантики [5], а также акватории Южной Атлантики на стрежне ее Южно-Пассатного течения [6]. Их состояния характеризуют глобальными климатическими индексами AMM, CAR, AMON.US и TSA [7].

Мониторинг изменений указанных индексов, осуществляющийся с 1950 г., показал, что за период современного потепления климата их значения, соответствующие летним месяцам, существенно изменялись. Это позволяет предположить, что характеристики их связей с изменениями значений индекса грозовой активности над Львовом за это время также не оставались постоянными. Некоторые связи за период современного потепления климата могли устойчиво усиливаться и ныне являться значимыми. Поскольку представляется вероятным, что при дальнейшем потеплении климата характер изменения таких связей сохранится таким же, следует ожидать, что их учет при прогнозировании изменений индекса грозовой активности, позволит повысить адекватность его результатов. Поэтому выявление подобных связей для любого населенного пункта Европы представляет значительный теоретический и практический интерес.

Тем не менее, ныне особенности изменений характеристик связей грозовой активности над Львовом с упомянутыми процессами в Северной Атлантике изучены недостаточно, а связи между ними, обладающие указанным свойством не выявлены.

Учитывая это, объектом данного исследования выбраны изменения индексов грозовой активности, наблюдаемой над городом Львов, в летние месяцы, а также глобальных климатических индексов TSA, CAR, AMON.US и AMM.

Предметом исследования являются изменения характеристик связей между ними, произошедшими за период современного потепления климата.

Целью работы является выявление условий, при которых связи между рассматриваемыми процессами за указанный период устойчиво усиливались и ныне являются значимыми, а также разработка долгосрочных прогнозов межгодовых изменений индекса грозовой активности в г. Львов.

Для достижения указанной цели решены следующие задачи:

1. Выявление условий, при которых статистические связи между изменениями индексов TSA, CAR, AMON.US и AMM, а также индексов грозовой активности над г. Львов являлись значимыми.
2. Оценка тенденций изменчивости среднемесячных значений климатических индексов TSA, CAR, AMON.US и AMM для месяцев, когда связь этих процессов с индексом грозовой активности в г. Львов была значима.
3. Разработка долгосрочных прогнозов изменчивости грозовой активности над территорией Львова в летние месяцы.

Методика исследований и фактический материал.

Одной из наиболее универсальных методов прогнозирования многофакторных природных процессов, к числу которых относятся и изменения индекса грозовой активности, является метод множественной регрессии, предложенный К. Пирсоном в 1908 г. [8].

В соответствии с ним, как математическая модель подобного процесса $y[j]$, заданного своим временным рядом, рассматривается соответствующее уравнение линейной множественной регрессии, имеющее вид:

$$Y[j] = c_0 + \sum_{i=1}^N c_i \cdot x_i[j] \tag{1}$$

где: $Y[j]$ – временной ряд результатов моделирования процесса $y[j]$,

$x_i[j]$ – процессы аргументы, заданные своими временными рядами, имеющими такую же длину, что ряд процесса $y[j]$.

c_i ($i=0, 1, \dots, N$)- действительные константы, значения которых выбраны так, чтобы обеспечить минимум дисперсии ошибки моделирования – P .

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

Для определения c_i применяют метод наименьших квадратов, согласно которому:

$$C = A^{-1} \cdot B \tag{3}$$

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

$$B = \left\{ \begin{array}{l} \sum_{i=1}^M y_i \\ \sum_{i=1}^M y_i \cdot x_{i,1} \\ \dots \\ \sum_{i=1}^M y_i \cdot x_{i,N} \end{array} \right\} - \text{вектор, также включающий } N+1 \text{ компонентов;}$$

$$A = \begin{pmatrix} M & \sum_{i=1}^M x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,2} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N} \\ \sum_{i=1}^M x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,1}x_{i,1} & \sum_{i=1}^M x_{i,2}x_{i,1} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N}x_{i,1} \\ \sum_{i=1}^M x_{i,2} & \sum_{i=1}^M x_{i,1}x_{i,2} & \sum_{i=1}^M x_{i,2}x_{i,2} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N}x_{i,2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sum_{i=1}^M x_{i,N} & \sum_{i=1}^M x_{i,1}x_{i,N} & \sum_{i=1}^M x_{i,2}x_{i,N} & \dots & \sum_{i=1}^M x_{i,N}x_{i,N} \end{pmatrix} - \text{квадратная матрица размером } (N+1) \times (N+1);$$

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

Единственные условия, при котором модель (1) может быть таким образом идентифицирована – $M > N$ и отсутствие среди процессов ее аргументов линейно зависимых, в противном случае матрица A не может быть обращена. При этом в качестве $x_i[j]$ могут быть использованы любые случайные числовые последовательности, причинно не связанные с $y[j]$.

В задачах прогнозирования подобный подход применим лишь в случаях, когда связи между процессами $y[j]$ и $x_i[j]$ являются причинными, либо статистически устойчивыми на отрезках времени, для которых разрабатываются прогнозы.

Если $y[j]$ является многофакторным, а количество его аргументов N больше чем длина их временных рядов M , возникает задача выбора среди них m ($m < M$) наиболее значимых. Данная задача решается методом полного перебора всех возможных сочетаний из N аргументов по m . Критерием, позволяющим определить наилучшее сочетание аргументов, является максимум модуля коэффициента их множественной корреляции.

Поскольку в реальных случаях количество сочетаний может быть весьма велико, для его уменьшения применяют различные подходы. Один из них учитывает свойство множественной корреляции изучаемого процесса $y[j]$ и некоторого набора его аргументов, согласно которому она является максимальной, если достаточно сильной является парная корреляция $y[j]$ с каждым его компонентом $x_i[j]$.

Подобной селекции исходного множества аргументов изучаемых процессов и посвящена первая задача. Поскольку наиболее высокая грозовая активность в г. Львов наблюдается летом, при ее решении выявлялись сдвиги между фрагментами временных рядов индексов TSA, CAR, AMON.US и AMM, а также индекс грозовой активности в июне-августе, при которых значение коэффициента их парной корреляции превышало 95% порог достоверной корреляции по критерию Стьюдента [9].

Значение этого порога было рассчитано по стандартной методике, с учетом соответствующего числа степеней свободы сопоставляемых фрагментов временных рядов, и составило 0.42.

Как показал анализ литературных источников, описывающих свойства изучаемых процессов, какие либо основания полагать их стационарными, отсутствуют. Вместе с тем, можно допустить, что на достаточно коротких отрезках времени отличия статистических свойств рассматриваемых природных процессов, от свойств процессов стационарных, могут быть сколь угодно малы. На таких интервалах времени, как количественную меру связи между изучаемыми процессами, можно использовать коэффициент их парной корреляции.

Расчеты проводились для фрагментов временных рядов изучаемых процессов, соответствующих интервалу времени длительностью 22 года, поскольку на таких интервалах тенденции изменений их состояний оставались практически неизменными.

Предполагалось, что на отрезке времени 1973 - 2008 гг., соответствующем периоду современного потепления климата, все изучаемые процессы стационарными не являются. Поэтому их взаимокорреляционные функции рассчитаны для фрагментов временных рядов индексов грозовой активности в пункте Львов, которые начинаются с 1973 по 1987 гг. и заканчиваются в 1992 -2008 гг..

Исследовались статистические связи данных фрагментов упомянутых процессов с фрагментами временных рядов индексов TSA, CAR, AMON.US и AMM, которые опережают их на 0 – 21 год.

Как значимые рассматривались сдвиги между сопоставляемыми фрагментами изучаемых процессов, при которых рассчитанные в скользящих окнах длиной 22 года, значения коэффициента их парной корреляции по модулю возрастали и превышали 95% порог, как минимум на отрезке времени с 1987 по 2008 гг.

При решении второй задачи, как количественная характеристика тенденции межгодовых изменений индекса грозовой активности, рассматривался угловой коэффициент его линейного тренда, значение которого рассчитывалось в «скользящем окне» длиной 22 года, по методике [9].

При разработке долгосрочного прогноза изменений индекса грозовой активности в летние месяцы для выбранного пункта использовались упомянутая выше методика селекции сочетаний аргументов по критерию максимума множественной корреляции, а также соотношений (1-3).

Кроме того, предполагалось, что основные закономерности изменений состояний всех рассматриваемых процессов, в будущем останутся неизменными.

При решении первой и второй задачи, как фактический материал использованы временные ряды среднемесячных значений индексов TSA, CAR, AMON.US и AMM, представленные в [7]. Упомянутые

ряды содержат информацию об изменении указанных характеристик за период с января 1950 по декабрь 2010 гг. Также использовались временные ряды индекса грозовой активности в пункте Львов за месяцы с июня по август, полученные из [1].

Результаты и их анализ.

В соответствии с изложенной методикой рассчитаны взаимнокорреляционные функции всех фрагментов временных рядов индекса грозовой активности с июня по август в городе Львов, а также соответствующих фрагментов временных рядов индексов TSA, CAR, AMON.US и AMM. Это позволило определить значения временных сдвигов между фрагментами подобных временных рядов, при которых связи между ними в период с 1987 по 2008 гг. являлись статистически значимыми. Среди них выявлены значения сдвигов, при которых за период современного потепления климата происходило устойчивое усиление связей между рассматриваемыми процессами.

В качестве примера, на рисунке 1 представлены зависимости от года начала 22-х летнего фрагмента временного ряда значений индекса грозовой активности в июне над п. Львов, значений коэффициента его корреляции с фрагментами временных рядов индексов TSA, AMM и CAR, опережающими его соответственно 40, 15 и 49 месяцев.

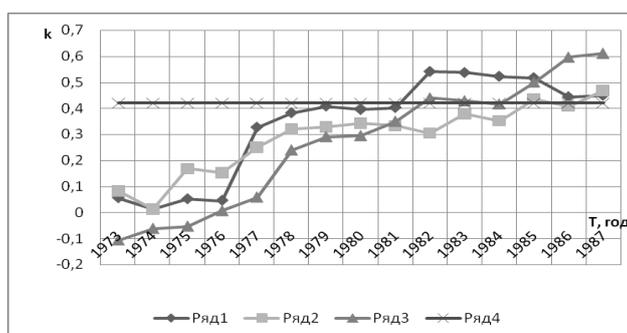


Рис. 1. Зависимости от года начала 22-х летнего фрагмента временного ряда значений индекса грозовой активности п. Львов, значений коэффициента его корреляции с фрагментами временных рядов индексов с фрагментами рядов TSA – ряд 1, AMM – ряд 2 и CAR – ряд 3, с опережением соответственно на 40, 15 и 49 месяцев.

Как следует из рисунка 1, значения коэффициента корреляции между рассматриваемым процессом и межгодовыми изменениями TSA с 1973 по 1982 г. монотонно возрастали до уровня, соответствующего 95% порогу и далее превышает данный порог. Значения коэффициента корреляции межгодовых изменений AMM и CAR в период с 1973 года также монотонно возрастали и превысили по модулю тот же порог на 22-х летних интервалах времени, начинающихся после соответственно 1985 г. и 1982 г.

Характер выявленных закономерностей свидетельствует об их статистической устойчивости, что позволяет предполагать целесообразность их учета при прогнозировании изменений значений индекса грозовой активности с опережением соответственно на 40, 15 и 49 месяцев грозовой активности в п. Львов с опережением до 49 месяцев. Временные сдвиги между рядами рассматриваемых индексов, а также значений индексов грозовой активности в изучаемом пункте, при которых связи между ними устойчиво усиливаются, в другие месяцы могут принимать и иные значения. В этом можно убедиться, рассмотрев таблицу 1, где в качестве примера представлены данные о значениях сдвигов между временными рядами индекса грозовой активности в п. Львов в июне-августе, за период с 1987 по 2008 гг., а также рассматриваемых индексов, при которых корреляция между ними являлась значимой.

Как видим из таблицы 1, значимая корреляция фрагментов временных рядов индекса грозовой активности в п. Львов, соответствующего периоду с 1987 по 2008 гг, а также рассматриваемых индексов имеет место при большом числе сдвигов между ними, значения которых не превышают 6 лет. Чем меньше значение сдвига, тем больше фрагментов временных рядов рассматриваемых крупномасштабных процессов значимо связаны с указанными фрагментами изучаемых процессов и тем выше может быть точность регрессионных моделей, которые учитывают их в качестве своих аргументов.

Установлено, что за весь период современного потепления климата связи между фрагментами изучаемых процессов, при значениях сдвигов по времени между ними, приведенными в таблице 1, устойчиво усиливались. Это позволяет предполагать, что и в ближайшие 5-6 лет подобные связи останутся значимыми, вследствие чего их учет при прогнозировании данных процессов целесообразен.

В качестве примера, с использованием изложенной методики была идентифицирована модель (1) изменений значений индекса грозовой активности в период с 1987 по 2008 гг, в июле. При этом в качестве ее аргументов использованы временные ряды среднемесячные значения индексов TSA, CAR, AMON.US и AMM. Установленные значения коэффициентов C приведены в таблице 2.

ГРОВОВАЯ АКТИВНОСТЬ НАД ЛЬВОВОМ И ПРОЦЕССЫ ВЗАИМОДЕЙСТВИЯ ОКЕАНА И АТМОСФЕРЫ В СЕВЕРНОЙ АТЛАНТИКЕ ПРИ СОВРЕМЕННОМ ПОТЕПЛЕНИИ КЛИМАТА

Таблица 1. Значения сдвигов (с) между временными рядами индекса грозовой активности над п. Львов в июне-августе, за период с 1987 по 2008 гг., а также рассматриваемых индексов, при которых корреляция между ними (К) являлась существенной.

Индекс	Июнь		Июль		Август	
	К	с, мес	К	с, мес	К	с, мес
TSA	0,529	0			-0,527	26
	0,480	1			-0,591	27
	0,449	40			-0,550	28
	-0,503	72				
	-0,430	73				
AMM	-0,536	76				
	0,469	15			0,533	14
	0,460	27			0,544	15
	0,557	28			0,517	16
	0,585	29			0,547	55
AMO	0,688	0	0,444	24	0,513	13
	0,623	1	0,528	26	0,552	14
	0,524	2	0,458	73	0,609	15
	0,430	13			0,647	16
					0,463	17
CAR					0,420	19
					0,416	30
					0,411	31
	0,565	0	0,511	25	0,471	25
	0,450	12	0,582	26	0,490	27
	0,611	49	0,533	36	0,498	28
	0,612	50	0,443	48	0,549	29
			0,705	72	0,522	30
					0,479	31
					0,441	65

Таблица 2. Значения коэффициентов модели (1) значений индекса грозовой активности в июле в п. Львов в период с 1987 по 2008 гг.

Коэфф.	значение	Коэфф.	значение	Коэфф.	значение
C0	6.48	C5	16.04	C10	3.49
C1	1.41	C6	12.48	C11	2.88
C2	1.16	C7	-8.36	C12	-3.60
C3	13.37	C8	13.45		
C4	-20.06	C9	-12.45		

На рисунке 2 отображены фактические изменения индекса грозовой активности в июле над п. Львов за период с 1991 по 2011 гг., а также результаты моделирования этого процесса, с учетом данных за 1987-2008 гг. и его прогнозирования на 2009-2016 гг..

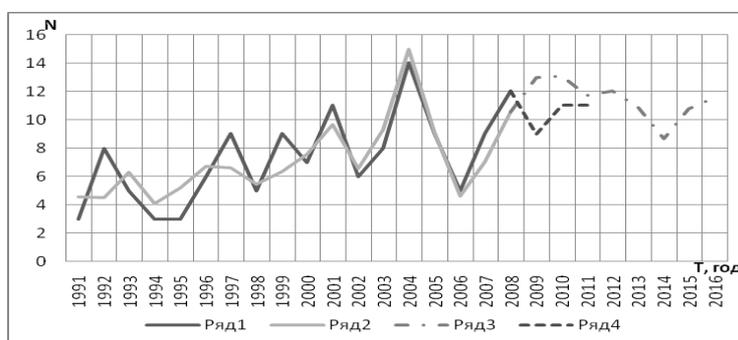


Рис. 2. Изменения индекса грозовой активности в июле над Львовом (ряд 1), а также результаты его моделирования, с учетом данных за 1991-2008 гг. (ряд 2) и прогнозирования (ряд 3), фактические изменения индекса грозовой активности 2009-2011 гг. (ряд 4).

Как видно из рисунка 2, изменения в период 2009-2011 гг. прогнозируемых значений индекса грозовой активности в июле во Львове в целом соответствуют его фактическим изменениям, хотя значения ошибок прогнозирования лежат в пределах от 10 до 14, что не так уж мало. Для повышения точности прогнозов можно увеличить размерность вектора аргументов уравнения регрессии, учтя факторы, приведенные в таблице 1.

Таким образом, полученные результаты свидетельствуют о получении некоторой приближенной информации о характере изменения рассматриваемого процесса в будущем, по результатам анализа его предыстории. При этом следует отметить, что данный прогноз, как и любой прогноз, основывающийся на

изучении предыстории рассматриваемого процесса, может оправдаться лишь в случае, если основные его закономерности, проявившиеся в прошлом, в будущем сохраняются неизменными.

Важнейшим фактором, действовавшим в период с 1973 по 2011 гг., как на крупномасштабные процессы в Атлантике, так и на изменения индекса грозовой активности во Львове, являлось усиление парникового эффекта в земной атмосфере.

Именно данный фактор в указанный период вызывал увеличение годового потока тепла, поступающего в Карибское море из тропической зоны Южной Атлантики, а также интенсивности тепло-массообмена поверхности Северной Атлантики с соответствующим сегментом тропосферы [6,7].

Выводы:

1. Существуют временные сдвиги между временными рядами межгодовых изменений индекса грозовой активности во Львове, а также климатических индексов TSA, CAR, AMON.US и AMM, при которых статистические связи между ними являются значимыми и усиливающимися при потеплении климата.

2. В период современного потепления климата среднемесячные значения упомянутых климатических индексов в любые месяцы возрастали.

3. Учет выявленных факторов при моделировании межгодовых изменений индекса грозовой активности позволяет разработать его эффективные прогнозы с упреждениями до 6 лет.

Источники и литература:

1. Global climate data : [Электронный ресурс] – Режим доступа : <http://www.tutiempo.net/en/Climate>
2. Полонский А. Б. Роль океана в современных изменениях климата / А. Б. Полонский // Морской гидрофизический журнал. – 2001. – № 6. – С. 32-46.
3. Chiang J. C. H. Analagous meridional modes of atmosphere-ocean variability in the tropical Pacific and tropical Atlantic / J. C. H. Chiang, D. J. Vimont // J. Climate. – 2004. – № 17 (21). – P. 4143-4158.
4. Penland C. Prediction of tropical Atlantic sea surface temperatures using Linear Inverse Modeling / C. Penland, L. Matrosova // J. Climate. – 1998. – March. – P. 483-496.
5. Enfield D. B. The Atlantic multidecadal oscillation and it's relation to rainfall and river flows in the continental U.S. / D. B. Enfield, A. M. Mestas-Nunez, P. J. Trimble // Geophysical Research Letters. – 2001. – Vol. 28. – P. 2077-2080.
6. Enfield D. B. How ubiquitous is the dipole relationship in tropical Atlantic sea surface temperatures? / D. B. Enfield, A. M. Mestas, D. A. Mayer, L. Cid-Serrano // JGR-O. – 1999. – № 104. – P. 7841-7848.
7. Linear Inverse Modeling SST Anomalies (Full Field) Forecast in Global Tropics Domain : [Электронный ресурс] – Режим доступа : <http://www.esrl.noaa.gov/psd/forecasts/sstlim/Globalsst.html>
8. Дрейпер Н. Прикладной регрессионный анализ. Множественная регрессия / Н. Дрейпер, Г. Смит. – 3-е изд. – М. : Диалектика, 2007. – 912 с.
9. Кобзарь А. И. Прикладная математическая статистика / А. И. Кобзарь. – М. : Физматлит, 2006. – 816 с.