



Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату? (На прикладі ураганів у Північній Америці)

Інна РИБАЛКА^{1, 2*}  <https://orcid.org/0000-0001-8225-3041>

УДК 551.515.2:551.583.2

Галина ТЕРЕЩЕНКО¹  <https://orcid.org/0009-0006-7446-3720>

Оксана ЛЕНЕВИЧ^{3, 4}  <https://orcid.org/0000-0003-2258-2569>

Юрій ВЕРГЕЛЕС¹  <https://orcid.org/0000-0002-4915-1489>

АНАЛІТИЧНА СТАТТЯ

¹Харківський національний університет міського господарства імені О. М. Бекетова,
кафедра інженерної екології міст

²Харківський національний університет міського господарства імені О. М. Бекетова,
кафедра ландшафтного проектування та садово-паркового мистецтва

³Інститут екології Карпат НАН України

⁴Національний природний парк «Сколівські Бескиди»

Листування – *innarybalka@gmail.com

Ключові слова: зміна клімату, урагани, шкала Саффіра-Сімпсона, аналіз часових рядів, Північна Америка.

Анотація: Тропічні циклони є найбільш смертоносним стихійним природним лихом у Сполучених Штатах Америки, яке супроводжується колосальними фінансовими збитками. Вважається, що до кінця XXI століття інтенсивність цих екстремальних метеорологічних явищ зростатиме. Метою нашої роботи було перевірити цю гіпотезу.

Дані про кількість ураганів за 5-бальною шкалою Саффіра-Сампсона, які обрушуються на материкову частину США, нами отримані з сайту Національного центру по ураганах США. Загальна схема аналізу вихідних даних, застосована у дослідженні, передбачала три основних етапи: (1) розрахунок базових статистик та оцінку достовірності середнього; (2) аналіз часових рядів; (3) порівняння розподілів за допомогою непараметричного критерію Колмогорова.

На першому етапі роботи з даними для усіх вибірок було статистично обґрунтовано, що середні арифметичні для них є достовірними.

Після аналізу на наявність автокореляції ми отримали загалом чотири часових ряди. Для решти вибірок на даному етапі роботи аналіз було завершено, позаяк всі вони представляють собою випадкові стохастичні коливання.

Наступним кроком ми перевірили ці чотири часові ряди на стаціонарність відносно своєї центральної тенденції. Аналіз показав, що якщо говорити про урагани в цілому, ми маємо справу із нестационарним часовим рядом. У розрізі ж окремих категорій картинка змішана. Майже для всіх часових рядів із високою надійністю можна стверджувати, що спостереження у них розподілені нормально.

2024, 847; DOI: <https://doi.org/10.31861/geo.2024.847.5-22>

Open Access. © 2024 І. РИБАЛКА, Г. ТЕРЕЩЕНКО, О. ЛЕНЕВИЧ, Ю. ВЕРГЕЛЕС
опубліковано у Чернівецькому національному університеті

Ця робота ліцензується відповідно до

CC BY-NC-ND із Зазначенням Авторства – Некомерційна – Без Похідних 4.0 Міжнародна



Для виявлення форми тренду для чотирьох часових рядів ми скористалися програмою MS Excel. Для перевірки достовірності взаємозв'язку між досліджуваним параметром (вісь Y) та часом (вісь X), визначено коефіцієнт кореляції Пірсона з поправкою. За результатами аналізу на рівні значущості $P = 0,10$ гіпотеза про наявність лінійного тренду для часових рядів, які характеризують кількість слабких ураганів (категорія «2») та ураганів в цілому (категорії «1», «2», «3», «4», «5») прийнята як робоча.

Наше дослідження також показало, що на фоні зменшення кількості слабких ураганів і їх загальної кількості, зростає кількість досить руйнівних ураганів (категорія «5»).

На основі розрахунку критерію Колмогорова встановлено, що немає відмінностей у розподілах середньої кількості ураганів за категоріями між десятиліттями за період 1850–2020 рр., що вказує на певну стабільність прояву цих екстремальних метеорологічних явищ.

1. ВСТУП

Тропічні циклони (ТЦ) є найбільш смертоносним і найдорожчим стихійним лихом природного походження у США. За даними експертів, за період між 1980 і 2023 роками вони спричинили майже 6 700 смертей і завдали збитків на 2,6 трильйона доларів США. Як людські, так і фінансові витрати від північноатлантичних ТЦ продовжують зростати, оскільки прибережні регіони США з часом стають більш густонаселеними (Mechler et al. 2019). Між 2000 і 2017 роками населення прибережних округів навколо Мексиканської затоки зросло приблизно на 3,0 мільйона (+26 %), тоді як населення прибережних районів Мексиканської затоки та Північної Атлантики разом зросло на 8,3 мільйона (+16 %), результатом чого стало те, що приблизно 60 мільйонів людей на теперішній час є вразливі до впливу ТЦ. Людські та фінансові наслідки ТЦ, ймовірно, посиляться в майбутньому, за деякими зі сценаріїв до кінця XXI століття значно підвищиться інтенсивність ТЦ та збільшиться кількість опадів (IPCC 2022). Традиційно тропічні циклони Атлантичного океану називають ураганами, а Тихого океану – тайфунами. Варто також зауважити, що шляхи слідування атлантичних ураганів співпадають з областями максимальної активності повітряних смерчів (торнадо) (Hanks 2011). У нашій роботі ми зосередили увагу саме на ураганах.

Попри весь драматизм проявів й наслідків ураганів для густонаселених прибережних та континентальних районів Північної та Центральної Америки, ці екстремальні метеорологічні явища не є чимось незвичайним для досліджуваної території. Відтоді як перші люди за багато тисячоліть до бурхливої європейської колонізації обох Америк з'явилися на атлантичному узбережжі цього континенту, періодичні урагани стали невід'ємною характеристикою їхнього довкілля. Сам термін «ураган» є похідним від іспанського слова «huracan», яке – у свою чергу – було транслітерацією слова, що «корінні» місцеві мешканці островів Карибського моря до появи європейців використовували на позначення цього явища. Воно означало, за різними тлумаченнями, або «Бога Зла», або просто «Великий Вітер» (Hanks 2011). Схоже, що перші люди атлантичного узбережжя Північної Америки на популяційному рівні змогли адаптуватися до екстремальних погодних умов, якими є урагани як прояв тропічних циклонів, заздалегідь покидаючи райони небезпеки та тимчасово укриваючись в більш безпечних місцях. Відносно примітивний спосіб життя першопоселенців в продуктивних ландшафтах зазначеної території, схоже, дозволяв досить швидко долати невід'ємні від цих екстремальних явищ негативні наслідки для поселень і домогосподарств.

Позаяк урагани можна розглядати як потужні «телові машини», вони є своєрідним джерелом енергетичної «субсидії» (за Odum, Barrett 2005) для біомів тропічного, субтропічного та південної частини помірного кліматичних поясів Північної Америки. Так, у сезонно посушливих тропічних лісах Мексики урагани категорії «4» за шкалою Саффра-

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневиц, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату?
(На прикладі ураганів у Північній Америці)

Сімпсона ([Hanks 2011](#)) спричиняли значне додаткове надходження листового опаду та деревного відпаду до ярусу лісової підстилки, наслідком чого ставало двократне підвищення концентрації нітрогену та фосфору у нижніх аеро-едафо-фітогеогоризонтах та верхніх едафогеогоризонтах цих геоекосистем, і відтак – підсилення інтенсивності біогеохімічних круговоротів поживних речовин порівняно із роками без ураганів або з ураганами меншої руйнівної сили ([Jaramillo et al. 2022](#)).

Одночасно наслідками впливу ураганів на екосистеми тропічних лісів відзначають значне (до 20 %) збільшення висхідних потоків діоксиду карбону, додатний нетто-баланс метану і майже трикратне збільшення викидів закису азоту ([Quebbemann et al. 2022](#)): всі ці сполуки відносяться до парникових газів. Таким чином, урагани великої руйнівної сили (зокрема, категорії «4») спричиняють істотні порушення у вертикальній та горизонтальній структурі тропічної лісової рослинності, через що збільшується радіаційне навантаження на ґрунти і, як наслідок, загалом викиди парникових газів від тропічних лісів збільшуються на 25 % у порівнянні із роками без ураганів. Такий ефект спостерігається протягом кількох місяців після урагану.

Навіть в біомах мішаних лісів Північного Сходу США у регіоні, відомому як Нова Англія, нечасті урагани порушують баланс зв'язаного вуглецю. Так, в роботі [Tumber-Dávila et al. \(2024\)](#) показано, що один ураган у регіоні може вивільнити від 121 до 250 млн метричних тонн зв'язаного вуглецю у перерахунку на діоксид карбону або 4,6 %-9,4 % загального зв'язаного у надземних лісових геогоризонтах вуглецю, що набагато більше за обсяг вуглецю, який щорічно поглинають ліси Нової Англії (16 млн метричних тонн вуглецю у перерахунку на діоксид карбону за рік). В результаті імітаційного моделювання автори виявили, що збільшення швидкості ураганного вітру на 8 % і 16 % призводить, відповідно, до майже 11- і 25-кратного збільшення площі пошкоджених територій із масовою загибеллю дерев. І такі наслідки спостерігатимуться все далі і далі на північ, у лісистих регіонах, які традиційно менше страждають від ураганів. Враховуючи, що один ураган може спричинити викид кількості вуглецю, еквівалентний обсягу поглиненого всіма лісами в Новій Англії за майже 10 років, статус цих лісів як довготривалого поглинача вуглецю стає більш невизначеним.

Окрім змін біогеохімічної стійкості екосистем, що зазнають вплив зазначених екстремальних метеорологічних явищ, змінюється видова і вікова структура угруповань деревної рослинності, що було продемонстровано дослідженнями міських внутрішньоквартальних насаджень у м. Сан-Хуан, Пуерто-Рико, після руйнівних ураганів Ірма і Марія 2017 р. Так, виявлено скорочення кількості стовбурів на 27 % і 31 %-у смертність дерев, а також значне погіршення здоров'я рослин, що вціліли. У видовому складі рослин переважали немісцеві види, і ця тенденція не змінилася після урагану. Зміни в структурі рослинності призвели до значного скорочення екосистемних послуг: забезпечення продуктами харчування, важлива послуга, яку надавали міські насадження на присадибних ділянках у місті до урагану, скоротилось майже на 42 %, натомість послуга зі зв'язування вуглецю зазнала найменших змін (9 %) ([Olivero-Lora et al. 2022](#)).

Крім руйнувань житлового фонду, інженерної інфраструктури, змін у структурі та функціях екосистем, посилення несприятливих геологічних процесів (наприклад, зсувів) внаслідок дії ураганів у густонаселених місцевостях, таких як міста, спостерігається підвищення рівнів забруднення ґрунтів і поверхневих водойм, зокрема, важкими металами і металоїдами. Так, після урагану «Гарві», який у 2017 р. обрушився на узбережжя Техасу (округ Гарріс, де розташований Х'юстон), коли упродовж трьох днів випало майже 52 дюйми опадів, і приблизно 12 % усіх будівель в окрузі були затоплені, навіть 2 роки потому індекси забруднення свинцем (Pb), цинком, міддю, нікелем і марганцем у громадах з високим рівнем впливу на довкілля були значно вищими, ніж у громадах з низьким рівнем впливу на довкілля. Крім того, оцінка ризику онкологічних захворювань в трьох громадах на основі вимірювання

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневиц, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату?
(На прикладі ураганів у Північній Америці)

вмісту миш'яку, що потрапляє в організм з ґрунту, перевищувала 1 на 1 000 000 (Han et al. 2022).

Втім, варто зазначити, що, крім короткотермінових наслідків від ураганів для населення атлантичних регіонів США, які проявляються насамперед у безпосередній загибелі сотень, якщо не тисяч людей, хто не встиг завчасно евакуюватися протягом сезону ураганів, та величезних економічних збитках, є й довготривалі наслідки, одним з яких є погіршення стану ментального здоров'я, що може спостерігатися у вигляді підвищеної тривожності та навіть панічних атак у значної частки місцевих жителів: від 5 % до 15–17 %, залежно від расової та етнічної належності, як показало одне дослідження, що проводилось протягом трьох років починаючи із квітня 2018 р. в регіоні, який зазнав руйнівного впливу від урагану «Гарві» за рік до того (Callender et al. 2022). До негативних впливів, пов'язаних зі стихійними метеорологічними явищами, додалась пандемія коронавірусу SARS-CoV-2 (COVID-19), яка охопила більшість країн світу із початку 2020 р. За результатами опитування понад 8 500 осіб виявилось, що ймовірність втрати доходу через COVID-19 оцінювалась як в 1,20 (довірчий інтервал 1,02–1,40) рази вища для тих, хто раніше мав пошкодження житла внаслідок урагану, порівняно з тими, хто не мав такого досвіду, і в 3,84 (3,25–4,55) рази вища для тих, хто зазнав втрати доходу внаслідок урагану «Харві», порівняно з тими, хто не зазнав цього. Серед зареєстрованих осіб, для яких ураган «Харві» був серйозною подією, ймовірність того, що під час пандемії у них виникне сильніша тривожність, була в 5,14 (4,02–6,58) рази вища, ніж серед зареєстрованих осіб, для яких ураган «Харві» не був значущою подією.

Таким чином, урагани спільно й одночасно з іншими кризами можуть завдавати кумулятивно більші збитки стану здоров'я та благополуччю населення. Втім, щодо успішності або неуспішності реагування на такі виклики сьогодення проявляється певна закономірність: що більшим є дохід людей та кращими послуги із публічного врядування у певних країнах або територіальних соціо-економічних спільнотах, тим меншими будуть кумулятивні збитки і швидшим відновлення (Mechler et al. 2019).

На тлі припущень щодо зв'язку частоти та руйнівної сили стихійних метеорологічних явищ із чинними тенденціями глобального потепління, метою нашої роботи є проаналізувати динаміку ураганів, які обрушуються на материкову частину США, у довгостроковій ретроспективі.

2. МАТЕРІАЛИ І МЕТОДИ

Об'єктами дослідження є урагани, які обрушуються на материкову частину США, що охоплює більшу, переважно центральну частину материка Північна Америка.

Дані про кількість ураганів ми отримали з сайту Національного центру по ураганах США (НЦУ) (NHC 2024). НЦУ – це регіональний спеціалізований метеорологічний центр, який відповідає за прогнози тропічних циклонів у басейнах Північної Атлантики та східної частини північної частини Тихого океану, обмежених найтовстішими червоними лініями на *рисунку 1*.

У 2005 році Всесвітня метеорологічна організація перемістила східний кордон цього району на схід від 35° з. д. до узбережжя Африки та Західної Європи.

До складу НЦУ входять три оперативні робочі групи: група фахівців з ураганів, відділ тропічного аналізу та прогнозів, а також відділ технічної підтримки. Фахівці НЦУ мають широкий спектр обов'язків протягом календарного року. Зокрема під час сезону ураганів (з 15 травня по 30 листопада у східній частині північної частини Тихого океану та з 1 червня по 30 листопада в Атлантичному басейні) вони розробляють, координують та випускають аналізи, прогнози, а також спостереження та попередження про прибережні тропічні циклони у текстових та графічних форматах. НЦУ запровадив багато нових оперативних продуктів з 1990 року для спостереження за ураганами (*рис. 2*).

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневиц, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату?
(На прикладі ураганів у Північній Америці)

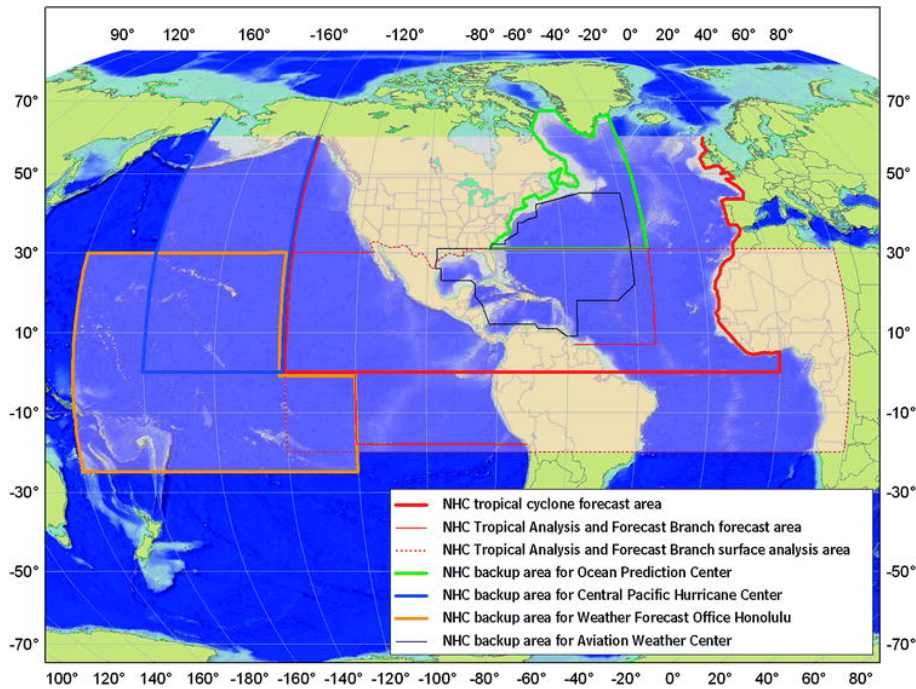


Рис. 1. Сфери відповідальності НЦУ для аналізу та/або прогнозування (Rapaport et al. 2009)

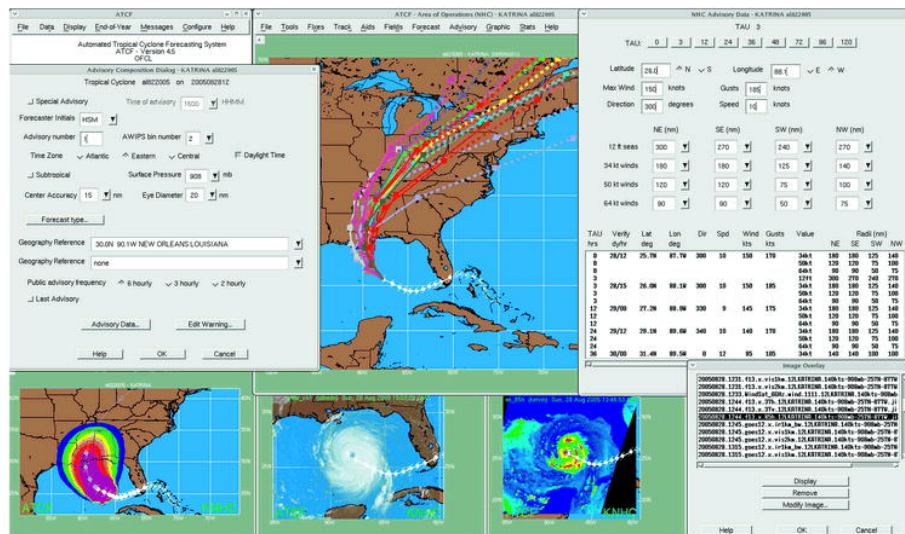


Рис. 2. Дисплей автоматизованої системи прогнозування тропічних циклонів із типовою інтерактивною графікою та діалоговими вікнами, що використовуються фахівцями з ураганів для аналізу спостережень за тропічними циклонами та вказівок щодо моделей, а також для створення прогнозних продуктів НЦУ (Rappaport et al. 2009)

Руйнівний вплив ураганів прийнято оцінювати за шкалою Саффіра-Сампсона (Saffir-Simpson Hurricane Scale) (рис. 3). Ця шкала включає п'ять категорій і фактично продовжує шкалу швидкості (сили) вітру, запропоновану в 1806 році англійським адміралом Бофортом (Beaufort), на вітри великої ураганної сили. Так, мінімальна швидкість вітру, яка відповідає максимальному 12-му балу за шкалою Бофорта, дорівнює 32,7 м/с (117,7 км/год). Саме при досягненні цієї швидкості вітер вважається ураганим. Якщо це відбувається в системі циклона, який раніше досягнув штормової сили, то він переходить у розряд ураганів (Hanks 2011).

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневиц, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату? (На прикладі ураганів у Північній Америці)

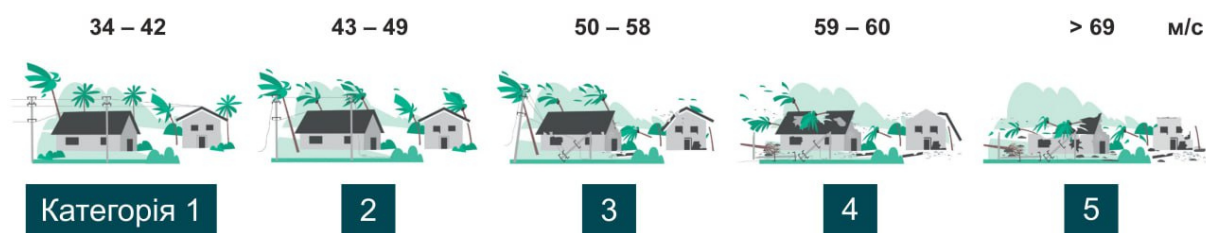


Рис. 3. Сила та наслідкові збитки ураганів за шкалою Саффіра-Сімпсона (джерело зображення: (ShelterBox Germany e. V. 2024), зі змінами)

Загальна схема аналізу вихідних даних, застосована тут, передбачала три основних етапи:

- розрахунок базових статистик та оцінку достовірності середнього (1);
- аналіз часових рядів (автокореляційний аналіз, оцінка стаціонарності рядів, оцінка нормальності розподілу спостережень у часових рядах, розрахунок лінії регресії) (2);
- порівняння розподілів за допомогою непараметричного критерію Колмогорова (3) (Zar 2013).

3. РЕЗУЛЬТАТИ ТА ОБГОВОРЕННЯ

Дані про кількість ураганів за шкалою Саффіра-Сімпсона, що обрушуються на материкову частину США, наведені в **таблиці 1** (NHC 2024). Вони охоплюють період із 1851 по 2022 роки, тобто всього 171 рік, і згруповані за декадами. За цей час зафіксовано 304 урагани різної руйнівної сили, в тому числі: категорії 1 – 127 (42 % від усієї кількості ураганів), категорії 2 – 81 (27 %), категорії 3 – 64 (21 %), категорії 4 – 28 (9 %), категорії 5 – 4 (1 %). Отже, найчастіше зафіксовано відносно слабкі за руйнівною силою урагани. Загальна кількість більш сильних ураганів, які віднесені до трьох категорій – «3», «4» і «5», – становить 96 (32 % від усієї кількості ураганів). Середня кількість ураганів, які виникали за декаду та були віднесені до категорії 1, складає 7, до категорії 2 – 5, до категорії 3 – 4, до категорії 4 – 2, до категорії 5 – 0,2. Найвищий показник так само зафіксовано для ураганів найменшої руйнівної сили.

Таблиця 1. Кількість ураганів за шкалою Саффіра-Сімпсона, що обрушуються на материкову частину Сполучених Штатів Америки, за даними Національного центра по ураганах США (NHC 2024)

Декада	Категорії ураганів за шкалою Саффіра-Сімпсона					Усі 1, 2, 3, 4, 5	Сильні 3, 4, 5
	1	2	3	4	5		
1851–1860	8	6	5	1	0	20	6
1861–1870	8	6	1	0	0	15	1
1871–1880	7	6	7	0	0	20	7
1881–1890	9	8	3	1	0	21	4
1891–1900	8	5	5	3	0	21	8
1901–1910	10	4	4	0	0	18	4
1911–1920	8	5	4	3	0	20	7
1921–1930	7	2	3	2	0	14	5
1931–1940	9	6	3	1	1	21	5
1941–1950	8	6	5	5	0	24	10
1951–1960	7	4	3	3	0	17	6
1961–1970	0	6	2	3	1	12	6
1971–1980	6	2	4	0	0	12	4
1981–1990	9	1	4	1	0	15	5
1991–2000	3	6	4	0	1	14	5
2001–2010	8	4	6	1	0	18	7
2011–2020	11	4	1	2	1	19	4
2021–2022	1	0	0	2	0	3	2
1851–2022	127	81	64	28	4	304	96
Середнє	7,4	4,7	3,7	1,6	0,2	17,7	5,6

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневиц, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату?
(На прикладі ураганів у Північній Америці)

Зосередимо нашу увагу на даних із 1851 по 2020 роки. Дані за 2021–2022 рр. ми виключили з подальшого аналізу, оскільки вони відображають кількість ураганів не за десятиліття, а лише за 2 роки (тобто є неповними).

3.1. Розрахунок базових статистик

Перш за все, розрахуємо базові статистики для досліджуваних вибірок.

Категорія «1» за шкалою Саффіра-Сімпсона. Базові статистики: об'єм вибірки становить 17, максимум – 11, мінімум – 0, середнє – 7 ± 1 , середнє квадратичне відхилення – 3, мода – 8, медіана – 8 (мода і медіана збігаються). Достовірність середнього перевіряли за допомогою критерію Стюдента: $t = 11,87 > t_{st} = 4,07$ ($k = 16$, $P < 0,001$). Отже, середнє арифметичне є у вищій мірі достовірним.

Категорія «2» за шкалою Саффіра-Сімпсона. Базові статистики: об'єм вибірки становить 17, максимум – 8, мінімум – 1, середнє – $5 \pm 0,4$, середнє квадратичне відхилення – 2, мода – 6, медіана – 5 (середнє і медіана збігаються). Достовірність середнього перевіряли за допомогою критерію Стюдента: $t = 10,79 > t_{st} = 4,07$ ($k = 16$, $P < 0,001$). Отже, середнє арифметичне є у вищій мірі достовірним.

Категорія «3» за шкалою Саффіра-Сімпсона. Базові статистики: об'єм вибірки становить 17, максимум – 7, мінімум – 1, середнє – $4 \pm 0,4$, середнє квадратичне відхилення – 2, мода – 4, медіана – 4 (мода і медіана збігаються). Достовірність середнього перевіряли за допомогою критерію Стюдента: $t = 9,69 > t_{st} = 4,07$ ($k = 16$, $P < 0,001$). Отже, середнє арифметичне є достовірним із високим рівнем надійності.

Категорія «4» за шкалою Саффіра-Сімпсона. Базові статистики: об'єм вибірки становить 17, максимум – 5, мінімум – 0, середнє – $2 \pm 0,4$, середнє квадратичне відхилення – 1, мода – 1, медіана – 1 (середнє квадратичне відхилення, мода і медіана збігаються). Достовірність середнього перевіряли за допомогою критерію Стюдента: $t = 4,31 > t_{st} = 4,07$ ($k = 16$, $P < 0,001$). Отже, середнє арифметичне є достовірним із високим рівнем надійності.

Категорія «5» за шкалою Саффіра-Сімпсона. Базові статистики: об'єм вибірки становить 17, максимум – 1, мінімум – 0, середнє – $0,2 \pm 0,1$, середнє квадратичне відхилення – 0,4, мода – 0, медіана – 0 (мода і медіана збігаються). Достовірність середнього перевіряли за допомогою критерію Стюдента: $t = 2,22 > t_{st} = 2,12$ ($k = 16$, $P < 0,05$). Отже, середнє арифметичне є достовірним.

Категорії «1», «2», «3», «4», «5» за шкалою Саффіра-Сімпсона разом. Базові статистики: об'єм вибірки становить 17, максимум – 24, мінімум – 12, середнє – 18 ± 1 , середнє квадратичне відхилення – 4, мода – 20, медіана – 18. Достовірність середнього перевіряли за допомогою критерію Стюдента: $t = 20,78 > t_{st} = 4,07$ ($k = 16$, $P < 0,001$). Отже, середнє арифметичне є у вищій мірі достовірне.

Категорії «3», «4», «5» за шкалою Саффіра-Сімпсона. Базові статистики: об'єм вибірки становить 17, максимум – 10, мінімум – 1, середнє – $6 \pm 0,5$, середнє квадратичне відхилення – 2, мода – 4, медіана – 5. Достовірність середнього перевіряли за допомогою критерію Стюдента: $t = 11,38 > t_{st} = 4,07$ ($k = 16$, $P < 0,001$). Отже, середнє арифметичне є у вищій мірі достовірним.

3.2. Аналіз часових рядів

Пошук автокореляції. Для аналізу рядів динаміки застосуємо аналіз часових рядів (англ. *time series analysis*). В рядах динаміки на відміну від рядів регресії (де кожному визначеному значенню аргументу x відповідає певне значення функції $y = f(x)$), залежність між змінними X і Y має односторонній характер, оскільки фактор часу не залежить від мінливості ознаки (Zar 2013). Але у суворому розумінні не будь-який набір даних ми можемо

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневи́ч, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату?
(На прикладі ураганів у Північній Америці)

вважати часовим рядом, навіть якщо дані спостережень упорядковані за часом. В часовому ряді між послідовними спостереженнями існує певний зв'язок, тобто вони представляють собою не випадкові стохастичні коливання. Щоб перевірити, що ряд не випадковий, частіше за все розраховують параметричний коефіцієнт автокореляції (r_a). Якщо автокореляція є, аналіз продовжують, якщо вона відсутня, аналіз завершують (Legendre, Legendre 2000).

З урахуванням об'єму вибірок (17 декад) максимальний лаг, на якому ми можемо спробувати встановити автокореляцію, є четвертим: $17/4 = 4,3$. Результати розрахунку r_a такі:

- категорія «1» за шкалою Саффіра-Сімпсона – випадкові стохастичні коливання: на першому лазі $r_a = 0,065$, що не перевищує $r_{st} = 0,308$, $n = 16$, $P < 0,05$; на другому лазі $r_a = -0,196$, що менше $r_{st} = -0,462$ (тут і надалі під час порівняння обидві від'ємні величини беремо за модулем), $n = 15$, $P < 0,05$; на третьому лазі $r_a = 0,315$, що менше $r_{st} = 0,335$, $n = 14$, $P < 0,05$; на четвертому лазі $r_a = -0,032$, що так само менше $r_{st} = -0,497$, $n = 13$, $P < 0,05$;
- категорія «2» за шкалою Саффіра-Сімпсона – не випадкові стохастичні коливання з 1851 по 1980 роки (13 декад, тобто період у 130 років; автокореляція має місце на четвертому лазі): на першому лазі $r_a = 0,091$, що не перевищує $r_{st} = 0,308$, $n = 16$, $P = 0,05$; на другому лазі $r_a = -0,015$, що менше $r_{st} = -0,462$, $n = 15$, $P < 0,05$; на третьому лазі $r_a = 0,237$, що менше $r_{st} = 0,335$, $n = 14$, $P < 0,05$; на четвертому лазі $r_a = -0,513$, що більше за $r_{st} = -0,497$, $n = 13$, $P < 0,05$;
- категорія «3» за шкалою Саффіра-Сімпсона – не випадкові стохастичні коливання з 1851 по 2010 роки (16 декад, тобто період у 160 років): на першому лазі $r_a = -0,554$, що перевищує $r_{st} = -0,449$, $n = 16$, $P < 0,05$;
- категорія «4» за шкалою Саффіра-Сімпсона – випадкові стохастичні коливання: на першому лазі $r_a = 0,124$, що не перевищує $r_{st} = 0,308$, $n = 16$, $P < 0,05$; на другому лазі $r_a = 0,163$, що менше $r_{st} = 0,328$, $n = 15$, $P < 0,05$; на третьому лазі $r_a = -0,065$, що менше $r_{st} = -0,479$, $n = 14$, $P < 0,05$; на четвертому лазі $r_a = -0,304$, що так само менше $r_{st} = -0,497$, $n = 13$, $P < 0,05$;
- категорія «5» за шкалою Саффіра-Сімпсона – не випадкові стохастичні коливання з 1851 по 1990 роки (14 декад, тобто період у 140 років; автокореляція має місце на третьому лазі): на першому лазі $r_a = -0,260$, що не перевищує $r_{st} = -0,449$, $n = 16$, $P < 0,05$; на другому лазі $r_a = 0,070$, що менше $r_{st} = 0,328$, $n = 15$, $P < 0,05$; на третьому лазі $r_a = 0,599$, що майже у два рази більше $r_{st} = 0,335$, $n = 14$, $P < 0,05$;
- категорії «1», «2», «3», «4», «5» за шкалою Саффіра-Сімпсона разом – не випадкові стохастичні коливання з 1851 по 2010 роки (16 декад, тобто період у 160 років): на першому лазі $r_a = 0,311$, що перевищує $r_{st} = 0,308$, $n = 16$, $P < 0,05$;
- категорії «3», «4», «5» за шкалою Саффіра-Сімпсона – випадкові стохастичні коливання: на першому лазі $r_a = -0,358$, що не перевищує $r_{st} = -0,449$, $n = 16$, $P < 0,05$; на другому лазі $r_a = 0,308$, що менше $r_{st} = 0,328$, $n = 15$, $P < 0,05$; на третьому лазі $r_a = -0,372$, що менше $r_{st} = -0,479$, $n = 14$, $P < 0,05$; на четвертому лазі $r_a = -0,083$, що так само менше $r_{st} = 0,341$, $n = 13$, $P < 0,05$.

Часові ряди (ЧР), які ми отримали після аналізу на наявність автокореляції, відображені у **таблиці 2**. Таких рядів чотири. Найдовші часові ряди отримано для кількості ураганів, які належать до категорії «3» за шкалою Саффіра-Сімпсона та категорій «1», «2», «3», «4», «5» разом (16 десятиліть, тобто 160 років), найкоротші – для кількості ураганів, які належать до категорії «2» за шкалою Саффіра-Сімпсона (всього 13 десятиліть, 130 років). Для трьох вибірок аналіз завершено, всі вони представляють собою випадкові стохастичні коливання.

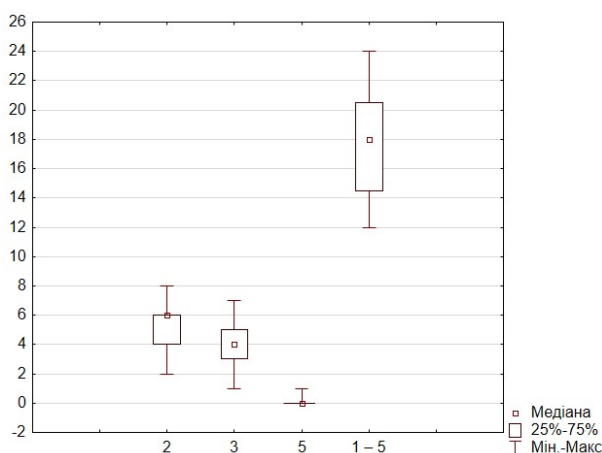
Діаграма розмаху (або так званий графік «ящик з вусами», англ. box plot), побудована засобами програмного продукту Statistica v.10.0, надає загальну інформацію про на попередньому етапі аналізу чотири часові ряди. На ній відображено медіану, нижній і верхній квартилі, мінімальне і максимальне значення (**рис. 4**).

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневиц, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату?
(На прикладі ураганів у Північній Америці)

Таблиця 2. Часові ряди, отримані після автокореляційного аналізу

Декада	Категорії ураганів за шкалою Саффіра-Сімпсона					Усі 1, 2, 3, 4, 5	Сильні 3, 4, 5
	1	2	3	4	5		
1851–1860	–	6	5	–	0	20	–
1861–1870	–	6	1	–	0	15	–
1871–1880	–	6	7	–	0	20	–
1881–1890	–	8	3	–	0	21	–
1891–1900	–	5	5	–	0	21	–
1901–1910	–	4	4	–	0	18	–
1911–1920	–	5	4	–	0	20	–
1921–1930	–	2	3	–	0	14	–
1931–1940	–	6	3	–	1	21	–
1941–1950	–	6	5	–	0	24	–
1951–1960	–	4	3	–	0	17	–
1961–1970	–	6	2	–	1	12	–
1971–1980	–	2	4	–	0	12	–
1981–1990	–	–	4	–	0	15	–
1991–2000	–	–	4	–	–	14	–
2001–2010	–	–	6	–	–	18	–
2011–2020	–	–	–	–	–	–	–

**Рис. 4.** Діаграма розмаху кількості ураганів різних категорій, які обрушуються на материкову частину США

Оцінювання стаціонарності. Наступним кроком ми перевірили чотири часові ряди на стаціонарність відносно своєї центральної тенденції. Варто зауважити, що ряд вважають стаціонарним, якщо в ньому відсутні нециклічні тренди, при цьому амплітуда коливань досліджуваного параметра приблизно однакова на будь-якому його відрізку. Ряди з вираженим трендом щодо збільшення або зменшення досліджуваного параметра є нестаціонарними. На практиці часто для виявлення нестаціонарності достатньо уважно роздивитися графік процесу. Водночас для статистичного обґрунтування доказів стаціонарності слід використовувати спеціальні критерії ([Legendre, Legendre 2000](#)).

Для дослідження рядів на стаціонарність ми скористалися методом послідовного групування, тобто кожен часовий ряд розбили на три послідовні групи і порівнювали їх між собою за допомогою критерію Стюдента. Якщо фактична величина t -критерію була меншою за критичну при визначеному рівні значущості ($P = 0,10$, $P = 0,05$ та ін.) та числі ступенів свободи $df = n - 2$, то відмінності вважали несуттєвими. Ми отримали такі результати:

- Категорія «2» за шкалою Саффіра-Сімпсона. Середня кількість ураганів, зафіксована з 1851–1860 рр. по 1881–1890 рр. (4 декади), складає 7 випадків, із 1891–1900 рр. по 1931–1940 рр. (5 декад) – 4 випадки, із 1941–1950 рр. по 1971–1980 рр. (4 декади) – 5 випадків. Відмінності між першим і другим відрізками ЧР є достовірними ($t = 2,37$, що дорівнює $t_{st} = 2,37$ ($df = 7$, $P = 0,05$)). Отже, досліджуваний часовий ряд є нестаціонарним.
- Категорія «3» за шкалою Саффіра-Сімпсона. Середня кількість ураганів, зафіксована з 1851–1860 рр. по 1891–1900 рр. (5 декад), складає 4 випадки, із 1901–1910 рр. по 1951–1960 рр. (6 декад) – 4 випадки, із 1961–1970 рр. по 2001–2010 рр. (5 декад) – 4 випадки. Відмінності між трьома фрагментами ЧР є недостовірними (найбільше із трьох

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневиц, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату?
(На прикладі ураганів у Північній Америці)

фактичних значень критерію Стюдента, яке ми отримали під час попарного порівняння першого і другого відрізків, $t = 0,40$ значно менше $t_{st} = 1,83$ ($df = 9$, $P < 0,10$). Отже, досліджуваний часовий ряд є стаціонарним.

- Категорія «5» за шкалою Саффіра-Сімпсона. Середня кількість ураганів, зафіксована з 1851–1860 рр. по 1891–1900 рр. (5 декад), складає 0 випадків, із 1901–1910 рр. по 1931–1940 рр. (4 декади) – 0,25 випадки, із 1941–1950 рр. по 1981–1990 рр. (5 декад) – 0,20 випадки. Відмінності між трьома фрагментами ЧР є недостовірними (найбільше із трьох фактичних значень критерію Стюдента, яке ми отримали під час попарного порівняння першого і другого відрізків, $t = 1,14$ значно менше $t_{st} = 1,90$ ($df = 7$, $P < 0,10$). Отже, досліджуваний часовий ряд є стаціонарним.
- Категорія «1», «2», «3», «4», «5» за шкалою Саффіра-Сімпсона. Середня кількість ураганів, зафіксована з 1851–1860 рр. по 1891–1900 рр. (5 декад), складає 19 випадків, із 1901–1910 рр. по 1951–1960 рр. (6 декад) – так само 19 випадків, із 1961–1970 рр. по 2001–2010 рр. (5 декад) – 14 випадків. Відмінності між першим і третім відрізками ЧР є достовірними ($t = 3,29 > t_{st} = 2,31$ ($df = 8$, $P < 0,05$)). Відмінності між другим і третім відрізками ЧР так само є достовірними ($t = 2,80 > t_{st} = 2,26$ ($df = 9$, $P < 0,05$)). Отже, досліджуваний часовий ряд є нестаціонарним.

Таким чином, якщо говорити про урагани в цілому, які обрушуються на материкову частину США, ми маємо справу із нестаціонарним часовим рядом. У розрізі ж окремих категорій картинка інша: ряд, який характеризує кількість ураганів слабкої сили (категорія «2»), нестаціонарний, натомість обидва ряди, які характеризують кількість більш потужних ураганів (категорії «3» і «5»), є стаціонарними в часі.

Оцінювання нормальності. Наступним кроком ми оцінили нормальність розподілу спостережень у досліджуваних часових рядах. Для цього ми визначили відношення розмаху мінливості у кожному досліджуваному ЧР до його стандартного відхилення. Позначимо це відношення величиною «С». Якщо фактична величина С є меншою нижньої або більшої верхньої межі критичних табличних значень, то досліджувана послідовність немає нормального розподілу (Legendre, Legendre 2000).

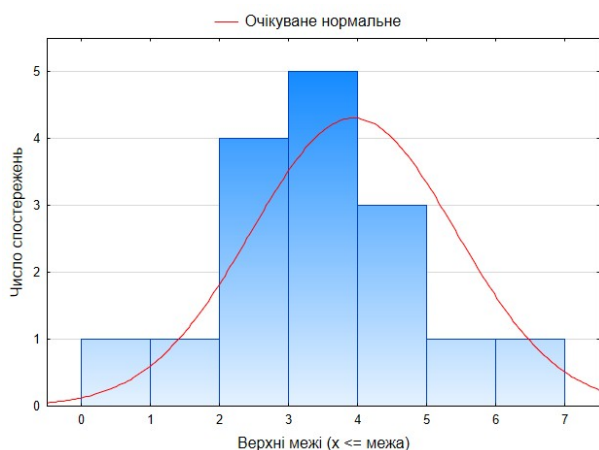


Рис. 5. Гістограма розподілу кількості ураганів, які обрушуються на материкову частину США та віднесені до категорії «3» за шкалою Саффіра-Сімпсона

(тобто знаходиться у межах від 2,90 до 4,13); для кількості ураганів категорії «3» $C = 3,99$ (знаходиться у межах від 3,07 до 4,44); для кількості ураганів категорій «1», «2», «3», «4», «5» разом $C = 3,26$ (знаходиться у межах від 3,07 до 4,44).

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневиц, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату? (На прикладі ураганів у Північній Америці)

З досліджуваних нами ЧР лише для одного з них фактична величина С була меншою нижньої межі критичних табличних значень. Йдеться про кількість ураганів категорії «5» за шкалою Саффіра-Сімпсона (величина $C = 2,66$, тоді як нижня межа відношення становить 2,70, тобто є вищою; тест із низькою надійністю). Такий результат можна пояснити тим, що в досліджуваному часовому ряді, який охоплює 14 десятиліть, було тільки 2 випадки ураганів такої сили, тобто насправді ми оперуємо дуже малою кількістю даних.

Для решти трьох часових рядів із високою надійністю можна стверджувати, що спостереження у них розподілені нормально: для кількості ураганів категорії «2» $C = 3,41$

Гістограма розподілу кількості ураганів, які віднесено до категорії «3» за шкалою Саффіра-Сімпсона (часовий ряд, для якого величина S максимальна), разом із теоретичною кривою нормально розподілу, побудована засобами Statistica v.10.0 (рис. 5). Вона добре ілюструє близькість емпіричного розподілу до теоретичного у таких, здавалося б, випадкових подіях, як екстремальні метеорологічні явища, зокрема урагани.

Пошук тренду. Для виявлення форми тренду для чотирьох досліджуваних часових рядів ми скористалися програмними засобами MS Excel®. Для цього часовий ряд було зображено у вигляді лінійного графіка у системі прямокутних координат. Для найбільш точного вирівнювання емпіричних рядів використано метод найменших квадратів, який запропонували ще на початку XIX століття французький математик Адрієн Марі Лежандр і незалежно від нього німецький математик Карл Фрідріх Гаус (Zar 2013). Отримані нами рівняння регресії наведені на **рисунку 6**.

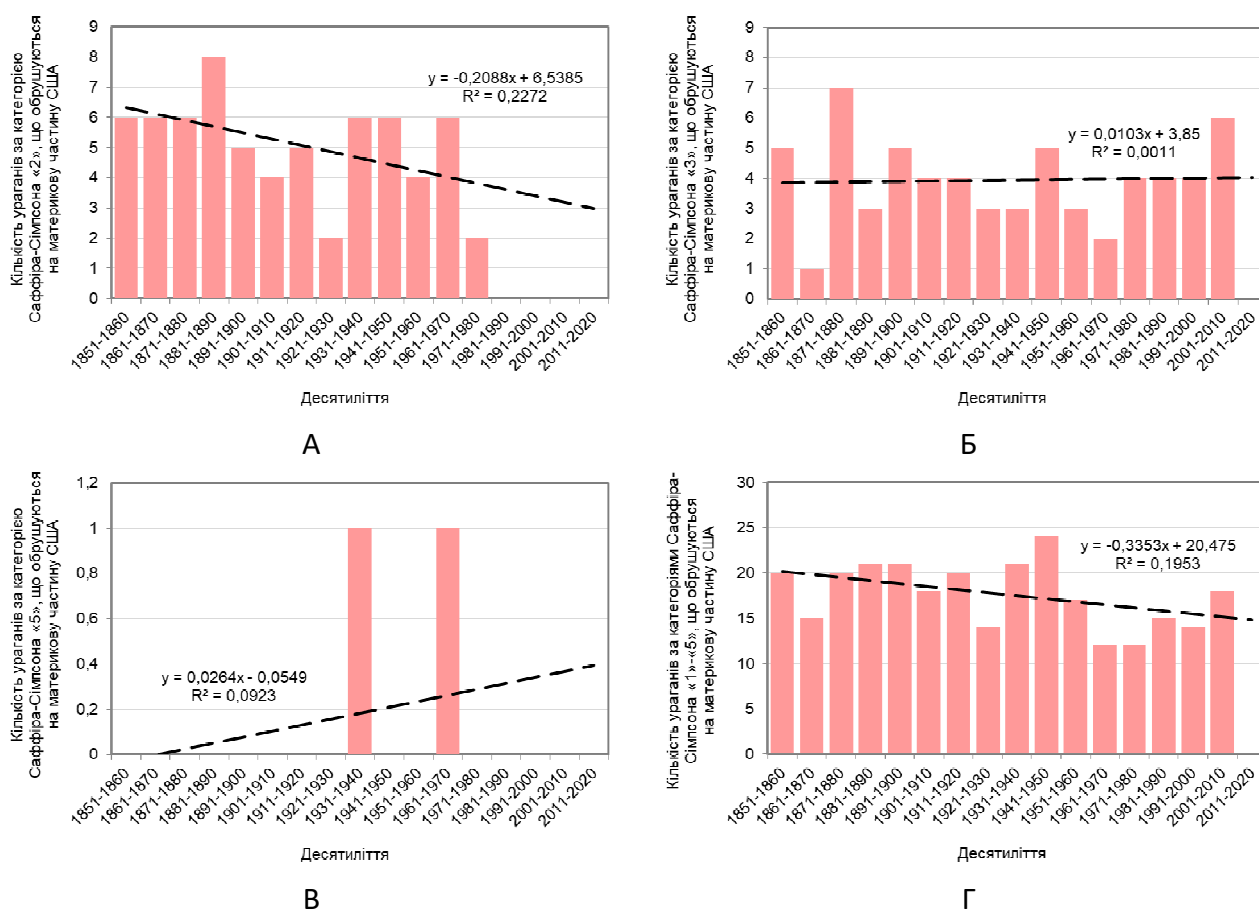


Рис. 6. Розраховані лінії регресії для часових рядів, які характеризують кількість ураганів: А – категорії «2», Б – категорії «3», В – категорії «5», Г – категорій «1», «2», «3», «4», «5»

Для перевірки достовірності взаємозв'язку між досліджуваним параметром (вісь Y) та часом (вісь X), визначимо коефіцієнт кореляції Пірсона. Для цього використаємо коефіцієнт детермінації, який відображений на кожному з графіків і який отриманий засобами MS Excel®. Беручи до уваги об'єм вибірок (до 30 парних вимірювань), коефіцієнт кореляції розрахуємо з поправкою. Результати проведеного нами розрахунку такі:

– рівняння ряду динаміки $y = -0,2088x + 6,5385$, коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,2272$, коефіцієнт кореляції $R = 0,48$, коефіцієнт кореляції з поправкою $R^* = 0,50$, об'єм вибірки $n = 13$, критичне

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневиц, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату?
(На прикладі ураганів у Північній Америці)

- значення коефіцієнта $R_{st} = 0,55$ ($k = 11$, $P < 0,05$); оскільки фактична величина коефіцієнта кореляції є нижчою за критичне значення, нульову гіпотезу відхилити не можна;
- рівняння ряду динаміки $y = 0,0103x + 3,85$, коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,0011$, коефіцієнт кореляції $R = 0,03$, коефіцієнт кореляції з поправкою $R^* = 0,03$, об'єм вибірки $n = 16$, критичне значення коефіцієнта $R_{st} = 0,50$ ($k = 14$, $P < 0,05$); оскільки фактична величина коефіцієнта кореляції є значно нижчою за стандартну, нульову гіпотезу так само відхилити не можна;
 - рівняння ряду динаміки $y = 0,0264x - 0,0549$, коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,0923$, коефіцієнт кореляції $R = 0,30$, коефіцієнт кореляції з поправкою $R^* = 0,32$, об'єм вибірки $n = 14$, критичне значення критерію $R_{st} = 0,53$ ($k = 12$, $P < 0,05$); оскільки фактична величина коефіцієнта кореляції є нижчою за стандартну, як і у двох попередніх випадках, нульова гіпотеза залишається в силі;
 - рівняння ряду динаміки $y = -0,3353x + 20,475$, коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,1953$, коефіцієнт кореляції $R = 0,44$, коефіцієнт кореляції з поправкою $R^* = 0,46$, об'єм вибірки $n = 16$, критичне значення коефіцієнта $R_{st} = 0,50$ ($k = 14$, $P < 0,05$), оскільки фактична величина коефіцієнта кореляції є нижчою, за стандартну, нульова гіпотеза так само залишається в силі.

Під час роботи з літературними джерелами ми звернули увагу, що деякі автори (Bergstrom, West 2020) під час роботи з часовими рядами працюють не тільки на рівні довірчої значущості $P < 0,05$ і нижче (як це традиційно рекомендують настанови зі статистичного аналізу даних в екології та науках про Землю), але і на рівні $P < 0,10$. Це спонукало нас перевірити достовірності взаємозв'язку між досліджуваним параметром (вісь Y) та часом (вісь X) також на рівні значущості $P < 0,10$. Оскільки важко знайти літературні джерела, в яких наведено критичні значення для параметричного коефіцієнта кореляції Пірсона на рівні $P < 0,10$, ми скористаємося критерієм Стюдента. Він визначається як відношення вибіркового коефіцієнта кореляції до його помилки, а критичні значення розраховують за допомогою вбудованих функцій застосунку MS Excel®. Для двох часових рядів, які характеризують кількість ураганів категорій «3» і «5», ця додаткова процедура не призвела до зміни висновків, натомість для двох інших рядів отримані досить цікаві результати:

- рівняння ряду динаміки $y = -0,2088x + 6,5385$, коефіцієнт кореляції Пірсона з поправкою $R^* = 0,50$, помилка емпіричного коефіцієнта кореляції $s_r = 0,26$, критерій Стюдента $t_r = 1,89$ ($t_{st} = 1,80$, $k = 11$); оскільки фактична величина критерію є вищою за стандартну, на цьому рівні значущості взаємозв'язок між досліджуваним параметром (вісь Y) та часом (вісь X) все ж таки є;
- рівняння ряду динаміки $y = -0,3353x + 20,475$, коефіцієнт кореляції Пірсона з поправкою $R^* = 0,46$, помилка емпіричного коефіцієнта кореляції $s_r = 0,24$, критерій Стюдента $t_r = 1,92$ ($t_{st} = 1,76$, $k = 14$); оскільки фактична величина критерію є вищою за стандартну, нульову гіпотезу так само, як і у попередньому випадку, відхилено.

Отже, гіпотеза про наявність лінійного тренду для часових рядів, які характеризують кількість слабких ураганів (категорія «2») та ураганів всіх категорій у цілому (категорії «1», «2», «3», «4», «5») приймається як робоча. З імовірністю не менше 90 % ми можемо стверджувати, що зроблені нами висновки є правильними. Аналіз трендів показує, що в обох випадках кількість ураганів зменшується. Цей результат спростовує твердження, що зі змінами клімату кількість екстремальних метеорологічних явищ, зокрема ураганів, зростає. Так, кількість ураганів, які віднесені до категорії «3», є досить стабільною в часі.

Зосередимо тепер нашу увагу на найбільш руйнівних ураганах (рис. 7). Цікаво зазначити, що вперше ураган, який віднесено до категорії «5» за шкалою Саффіра-Сімпсона, зафіксовано у період 1931–1940 рр., тобто у період, коли в багатьох країнах північної півкулі Землі відбувалися драматичні зміни, зокрема Велика Депресія у США, Голодомор в УСРР (на

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневиц, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату?
(На прикладі ураганів у Північній Америці)

той момент – складова держави на ім'я СРСР), мілітаризація Німеччини, Італії, Японії, СРСР, початок Другої Світової війни. Спочатку ці найбільш руйнівні урагани проявлялися раз на три десятиліття (1931–1940 рр., 1961–1970 рр., 1991–2000 рр.), а з початком XXI століття стали частішими. Нині уже виділяють урагани, для яких шкала Саффіра-Сімпсона вже є «замалою», а, отже, пропонують ввести категорію «6» (Wehner, Kossin 2024).

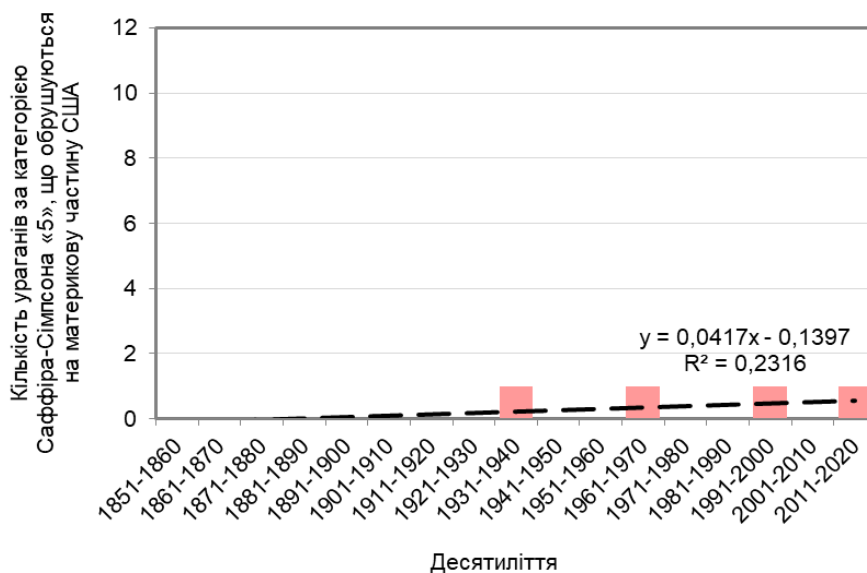


Рис. 7. Розрахована лінія регресії для вибірки, яка характеризує кількість ураганів категорій «5» за увесь період спостережень

Ми спробували обґрунтувати цю періодичність статистично. Для цього ми спочатку обмежили період досліджень із 1911–1920 рр. по 2011–2020 рр. (11 декад), тобто охопили період за дві декади до того, як урагани п'ятої категорії було зафіксовано вперше. Після цього обмежилися періодом із 1931–1940 рр. по 2011–2020 рр. (9 декад), тобто звужили період охоплення до декади, коли їх було вперше зафіксовано; нарешті з 1911–1920 рр. по 2001–2010 рр., тобто за два десятиліття до появи і без 2011–2020 рр., коли вони уже ставали частішими, але незалежно від періоду охоплення даних пошук автокореляції не давав інших результатів: у ряду залишалися 2 значення відмінних від нуля, за 1931–1940 рр. і 1961–1970 рр. Такий результат може бути пов'язаний з малою кількістю даних, якими ми оперуємо: 4 прояви за 9 декад (90 років).

Але якщо абстрагуватися від аналізу часових рядів, і подивитися на ці ряди динаміки як просто на дані, чітко вимальовується тенденція до збільшення кількості досить сильних ураганів за останні десятиліття:

– рівняння ряду динаміки $y = 0,0417x - 0,1397$, коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,2316$, коефіцієнт кореляції $R = 0,48$, коефіцієнт кореляції з поправкою $R^* = 0,49$, об'єм кожної з вибірок $n = 17$, критичне значення критерію $R_{st} = 0,48$ ($k = 15$, $P < 0,05$), оскільки фактична величина коефіцієнта кореляції є вищою, за стандартну, нульову гіпотезу все ж таки відхилено. Тобто взаємозв'язок статистично суттєвий. Виявлений тренд висхідний.

Таким чином, наше дослідження вказує на те, що кількість слабких ураганів і їх загальна кількість зменшується, натомість кількість більш руйнівних ураганів, навпаки, зростає. Це в цілому добре узгоджується з висновками експертів Міжнародної панелі зі змін клімату (IPCC) (IPCC 2022).

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневиц, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату? (На прикладі ураганів у Північній Америці)

3.3. Порівняння розподілів кількості ураганів

У нашій роботі ми також порівняли розподіли кількості ураганів за п'ятьма категоріями Саффіра-Сімпсона. Для цього ми розрахували середню кількість ураганів за три приблизно рівні періоди: 1851–1910 рр., 1911–1960 рр., 1961–2020 рр. (рис. 8).

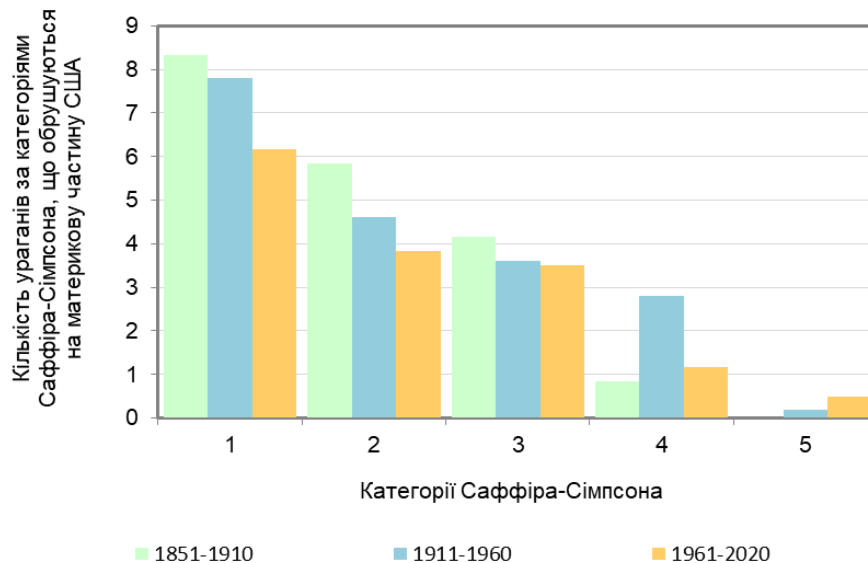


Рис. 8. Розподіли кількості ураганів за п'ятьма категоріями Саффіра-Сімпсона за три періоди

Для попарного порівняння розподілів ми застосували непараметричний критерій Колмогорова. Результати його розрахунку такі:

- 1851–1910 рр. та 1911–1960 рр. – величина критерію Колмогорова $K = 0,53$ ($K_{st} = 1,36$, $P = 0,05$), розподіли однакові; тепер навпаки: 1911–1960 рр. («емпіричний») та 1851–1910 рр. («теоретичний»), величина критерію Колмогорова $K = 0,50$ ($K_{st} = 1,36$, $P = 0,05$), розподіли та само не відрізняються;
- 1851–1910 рр. («емпіричний» ряд) та 1961–2020 рр. («теоретичний»), величина критерію Колмогорова $K = 1,10$ ($K_{st} = 1,36$, $P = 0,05$), розподіли однакові; тепер навпаки: 1961–2020 рр. («емпіричний») та 1851–1910 рр. («теоретичний»), величина критерію Колмогорова $K = 1,24$ ($K_{st} = 1,36$, $P = 0,05$), розподіли та само не відрізняються;
- 1911–1960 рр. («емпіричний») та 1961–2020 рр. («теоретичний»), величина критерію Колмогорова $K = 0,95$ ($K_{st} = 1,36$, $P = 0,05$), розподіли однакові; тепер навпаки 1961–2020 рр. («емпіричний») та 1911–1960 рр. («теоретичний»), величина критерію Колмогорова $K = 1,06$ ($K_{st} = 1,36$, $P = 0,05$), розподіли так само не відрізняються.

Тобто розподіл ураганів за категоріями не змінюється з часом протягом досліджуваного періоду у 170 років. Також ми розрахували середню кількість ураганів за п'ятьма категоріями за чотири періоди: 1851–1900 рр., 1901–1940 рр., 1941–1990 рр., 1991–2020 рр. (рис. 9).

Перший період часто називають «доіндустріальною епохою», але це, фактично, був період, коли завершувалась Перша і починалась Друга промислова революція. Другий період охоплює роки, коли стрімке економічне зростання під час розгортання Другої промислової революції супроводжувалося не менш стійкими спадами; також є вартим уваги, що у цей період відбулась Перша Світова Війна та почалася Друга Світова Війна. Третій період охоплює роки Другої Світової Війни, післявоєнне відновлення та характеризується стрімким зростанням загальної чисельності населення Землі та початком так званого

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневиц, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату?
(На прикладі ураганів у Північній Америці)

«демографічного переходу», завершення Другої та початок Третьої промислової революції. У цьому періоді розвиваються ядерні технології – як військового, так і цивільного призначення. Саме в цей період зростає занепокоєння майбутнім нашої планети, створюється програма ООН із довкілля (UNNEP) і розгортається глобальна дискусія про зміни клімату. Четвертий період охоплює три останні десятиліття, які характеризуються розпадом старих політичних систем та блоків та утворенням нових, збільшенням локальних та регіональних воєн, стійкою трансформацією довкілля на тлі завершення Третьої та початку Четвертої промислових революцій (Schwab 2019). Саме цей період обрано для характеристики нової кліматичної норми на заміну попередньої (1961–1990 рр.).

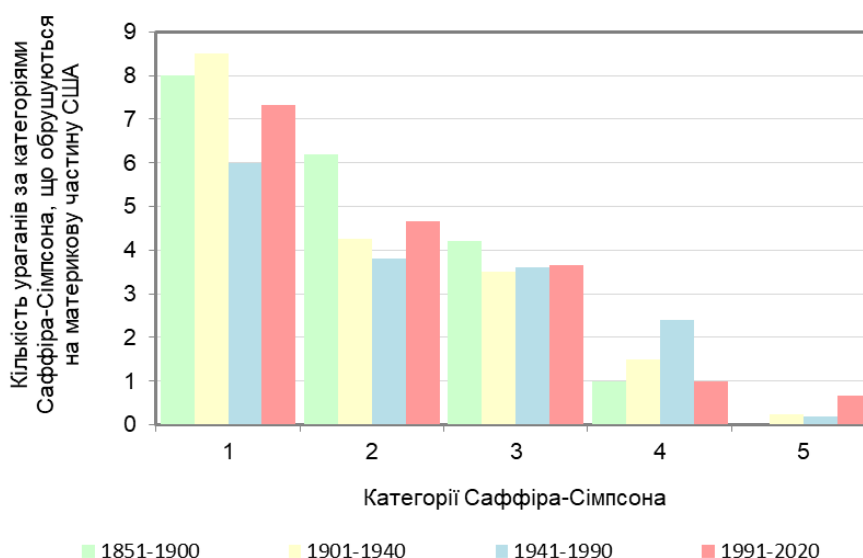


Рис. 9. Розподіли кількості ураганів за п'ятьма категоріями Саффіра-Сімпсона за три періоди

Для попарного порівняння розподілів ми так само застосувати непараметричний критерій Колмогорова. Результати його розрахунку були подібними тим, що ми описали вище, тож розглянемо тільки результати порівняння розподілу ураганів у «доіндустріальну епоху» та за останні 30 років:

- 1851–1900 рр. («емпіричний» ряд) та 1991–2020 рр. («теоретичний» ряд), величина критерію Колмогорова $K = 0,62$ ($K_{st} = 1,36$, $P = 0,05$), розподіли однакові; і навпаки 1991–2020 рр. («емпіричний» ряд) та 1851–1900 рр. («теоретичний»), величина критерію Колмогорова $K = 0,66$ ($K_{st} = 1,36$, $P = 0,05$), розподіли не відрізняються.

Оскільки немає відмінностей у розподілах середньої кількості ураганів за окреслені періоди (спочатку за 1851–1910 рр., 1911–1960 рр., 1961–2020 рр., а потім за 1851–1900 рр., 1901–1940 рр., 1941–1990 рр., 1991–2020 рр.), це вказує на певну стабільність прояву цих екстремальних метеорологічних явищ у часі.

4. ВИСНОВКИ

Загальна кількість ураганів різної руйнівної сили, які обрушувалися на материкову частину США із 1851 по 2022 роки, становить 304, із них: категорія «1» – 127 (42 % від усієї кількості ураганів), категорія «2» – 81 (27 %), категорія «3» – 64 (21 %), категорія «4» – 28 (9 %), категорія «5» – 4 (1 %).

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневиц, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату? (На прикладі ураганів у Північній Америці)

Далеко не будь-який набір даних можна вважати часовим рядом, навіть якщо дані спостережень упорядковані за часом. Загальна кількість часових рядів, які ми отримали після аналізу на наявність автокореляції, чотири. Вони характеризують кількості ураганів, які віднесено до категорії «2», «3», «5», а також категорій «1», «2», «3», «4», «5». Для решти вибірок на даному етапі роботи аналіз було завершено, всі вони представляють собою випадкові стохастичні коливання.

Аналіз на стаціонарність відносно своєї центральної тенденції показав, що якщо говорити про урагани в цілому, які обрушуються на материкову частину США, ми маємо праву із нестаціонарним часовим рядом. У розрізі окремих категорій картинка інша: ряд, який характеризує кількість ураганів слабкої сили нестаціонарний, натомість обидва ряди, які характеризують кількість більш потужних ураганів (категорії «3» і «5»), є стаціонарними в часі. Майже всі часові ряди мають нормальний розподіл.

Для виявлення форми тренду для чотирьох часових рядів ми скористалися програмою MS Excel. На рівні значущості $P < 0,10$ гіпотеза про наявність лінійного тренду для часових рядів, які характеризують кількість слабких ураганів (категорія «2») та ураганів в цілому (категорії «1», «2», «3», «4», «5») прийнята як робоча.

На фоні зменшення кількості слабких ураганів і їх загальної кількості, зростає кількість досить руйнівних ураганів (категорія «5»). Це в цілому добре узгоджується з висновками експертів Міжнародної панелі зі змін клімату (IPCC).

На основі розрахунку критерію Колмогорова встановлено, що немає відмінностей у розподілах середньої кількості ураганів за окреслені періоди (спочатку за 1851–1910 рр., 1911–1960 рр., 1961–2020 рр., а потім за 1851–1900 рр., 1901–1940 рр., 1941–1990 рр., 1991–2020 рр.), що вказує на певну стабільність прояву цих екстремальних метеорологічних явищ.

ЛІТЕРАТУРА

1. Bergstrom, C. T., & West, J. D. (2020). *Calling Bullshit. The Art of Skepticism in a Data-Driven World*. New York : Random House.
2. Callender, R., Canales, J. M., Avendano, C., Craft, E., Ensor, K. B., & Miranda, M. L. (2022). Economic and mental health impacts of multiple adverse events: Hurricane Harvey, other flooding events, and the COVID-19 pandemic. *Environmental Research*, 214, 114020. <https://doi.org/10.1016/j.envres.2022.114020>
3. Han, I., Whitworth, K. W., Christensen, B., Afshar, M., An Han, H., Rammah, A., Oluwadairo, T., & Symanski, E. (2022). Heavy metal pollution of soils and risk assessment in Houston, Texas following Hurricane Harvey. *Environmental Pollution*, 296, 118717. <https://doi.org/10.1016/j.envpol.2021.118717>
4. Hanks, R. R. (2011). *Encyclopedia of Geography Terms, Themes, and Concepts*. Santa Barbara (CA) etc.: ABC-CLIO.
5. IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change). (2022). *IPCC WGII Sixth Assessment Report. Climate Change 2022. Impacts, Adaptation and Vulnerability* (p. 3674). Genève : IPCC, WMO.
6. Jaramillo, V. J., Martínez-Yrizar, A., & Machado, L. I. (2022). Hurricane-Induced Massive Nutrient Return via Tropical Dry Forest Litterfall: Has Forest Biogeochemistry Resilience Changed? *Ecosystems*, (25), 1767-1779. <https://doi.org/10.1007/s10021-022-00770-9>
7. Legendre, P., & Legendre, L. (2000). *Numerical Ecology. 2nd English ed.* Amsterdam etc. : Elsevier Science B.V.
8. Mechler, R., Bouwer, L. M., Schinko, T., Surminski, S., & Linnerooth-Bayer, J. (Eds.) (2019). *Loss and damage from climate change: Concepts, methods and policy options* (p. 557). Springer Nature. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-72026-5>
9. Odum, E. P., & Barrett, G. W. (2005). *Fundamentals of Ecology. 5th ed., Ill.* Boston (MA) : Thomson Brooks/Cole.
10. Olivero-Lora, S., Rojas-Sandoval, J., Meléndez-Ackerman, E. L., & Orengo-Rolón, J. L. (2022). Hurricane driven changes in vegetation structure and ecosystem services in tropical urban yards: a study case in San Juan, Puerto Rico. *Urban Ecosystems*, (25), 1431-1444. <https://doi.org/10.1007/s11252-022-01236-5>
11. Quebbeman, A. W., Menge, D. N. L., Arellano, G., Hall, J., Wood, T. E., Zimmerman, J. K., & Uriarte, M. (2022). A Severe Hurricane Increases Carbon Dioxide and Methane Fluxes and Triples Nitrous Oxide Emissions in a Tropical Forest. *Ecosystems*, 25, 1754-1766. <https://doi.org/10.1007/s10021-022-00794-1>

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневиц, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату? (На прикладі ураганів у Північній Америці)

12. Rappaport, E. N., Franklin, J. L., Avila, L. A., Baig, S. R., Beven II, J. L., Blake, E. S., Burr, C. A., Jiing, J.-G., Juckins, C. A., Knabb, R. D., Landsea, C. W., Mainelli, M., Mayfield, M., McAdie, C. J., Pasch, R. J., Sisko, C., Stewart, S. R., & Tribble, A. N. (2009). Advances and Challenges at the National Hurricane Center. *Weather and Forecasting*, 24(2), 395-419. <https://doi.org/10.1175/2008WAF2222128.1>
13. Schwab, K. (2019). *The Fourth Industrial Revolution*. Geneva : World Economic Forum.
14. Tumber-Dávila, S. J., Lucey, T., Boose, E. R., Laflower, D., León-Sáenz, A., Wilson, B. T., Graham MacLean, M., & Thompson, J. R. (2024). Hurricanes pose a substantial risk to New England forest carbon stocks. *Glob. Change Biology*, 30(4), e17259. <https://doi.org/10.1111/gcb.17259>
15. Wehner, M. F., & Kossin, J. P. (2024). The growing inadequacy of an open-ended Saffir–Simpson hurricane wind scale in a warming world. *PNAS*, 121(7), e2308901121. <https://doi.org/10.1073/pnas.2308901121>
16. Zar, J. H. (2013). *Biostatistical Analysis: Pearson New International Edition, 5th Edition*. New York: Pearson.

ІНФОРМАЦІЙНІ ДЖЕРЕЛА

17. NHC (NATIONAL HURRICANE CENTER and CENTRAL PACIFIC HURRICANE CENTER) (2024). U. S. Hurricane Strikes by Decade. [Джерело](#)
18. ShelterBox Germany e. V. und ShelterBox Trust (2024). Die Saffir-Simpson-Hurrikan-Windskala erklärt. [Джерело](#)

I. Rybalka, G. Tereshchenko, O. Lenevych, Yu. Vergeles Is the number of extreme meteorological events increasing due to global climate change? (On the example of hurricanes in North America)

Keywords: climate change, hurricanes, North America, Saffir-Simpson scale, tim series analysis.

Abstract: Tropical cyclones are the deadliest natural disaster in the United States, with enormous financial losses. Scientists estimate that between 1980 and 2023 alone, they caused nearly 6,700 deaths and \$2.6 trillion in damage. Traditionally, tropical cyclones in the Atlantic Ocean are called hurricanes, and those in the Pacific Ocean are called typhoons. We focus on hurricanes that hit the US mainland. It is believed that the intensity of these extreme meteorological events will increase by the end of the 21st century, and the purpose of our work was to test this hypothesis.

We obtained data on the number of hurricanes on the 5-point Saffir-Sampson scale that hit the US mainland from the website of the US National Hurricane Center. The general scheme for analyzing the original data used in the study included three main stages: (1) calculation of basic statistics and assessment of the reliability of the means; (2) analysis of time series (autocorrelation analysis, assessment of the stationarity of the series, assessment of the normality of the distribution of observations in time series, calculation of the regression line); (3) comparison of distributions using the nonparametric Kolmogorov criterion.

The initial data cover the period from 1851 to 2022, i. e. 171 years in total, and were grouped by decade. In total, 304 hurricanes of varying destructive power were recorded during the period under consideration including: category 1 hurricanes – 127 (42 % of the total number of hurricanes), category 2 – 81 (27 %, respectively), category 3 – 64 (21 %), category 4 – 28 (9 %), category 5 – 4 (1 %).

At the first stage of working with the data for all samples, it was statistically substantiated that the arithmetic means for them were reliable.

The first and most critical stage of time series analysis is the search for autocorrelation. To verify that the series is not random, we calculated the parametric autocorrelation coefficient. Taking into account the sample size (17 decades), the maximum lag at which we can try to establish autocorrelation is the fourth: $17/4 = 4.3$. The total number of time series that we obtained after analyzing for autocorrelation is four. The longest time series were obtained for the number of hurricanes belonging to category «3» according to the Saffir-Simpson scale and categories «1», «2», «3», «4», «5» (16 decades, i. e. 160 years), and the shortest - for the number of hurricanes belonging to category «2» (13 decades, 130 years). The analysis was completed for three samples at this stage of

І. Рибалка, Г. Терещенко, О. Леневич, Ю. Вергелес.

Чи збільшується кількість екстремальних метеорологічних явищ у зв'язку із глобальними змінами клімату?
(На прикладі ураганів у Північній Америці)

the work, all of which represented random stochastic fluctuations.

The next step was to test the four time series for stationarity with respect to their central tendency. To do this, we used the method of sequential grouping, i. e., each time series was divided into three consecutive groups and compared with each other using the Student's t-test. The analysis showed that when it comes to hurricanes in general that hit the US mainland, we are right about the non-stationary time series. In terms of individual categories, the picture is different: the series characterizing the number of low strength hurricanes (category 2) is non-stationary, while both series characterizing the number of more powerful hurricanes (categories 3 and 5) are stationary in time.

The normality assessment revealed that, out of the four we studied, only for one of them, the number of category 5 hurricanes, was the actual value of C less than the lower limit of the critical table values. For the remaining three time series, it can be stated with high reliability that the observations are normally distributed.

To identify the trend shape for the four time series, we used MS Excel® tools. To do this, each time series was plotted as a line graph in a rectangular coordinate system. For the most accurate alignment of the empirical series, we used the least squares method.

To verify the reliability of the relationship between the studied parameter (Y-axis) and time (X-axis), the Pearson correlation coefficient with correction was determined. At the significance level of $P < 0.10$, the hypotheses of a linear trend for the time series characterizing the number of weak hurricanes (category «2») and hurricanes in general (categories «1», «2», «3», «4», «5») were accepted as valid.

In addition, our study also showed that against the background of a decrease in the number of weak hurricanes and their total number, the number of rather destructive hurricanes (category 5) is increasing. This is generally in line with the conclusions of the International Panel on Climate Change (IPCC AR6).

Based on the calculation of the Kolmogorov criterion, it was found that there are no differences in the distributions of the average number of hurricanes for the periods in question (1851–1910, 1911–1960, 1961–2020, and for 1851–1900, 1901–1940, 1941–1990, 1991–2020), which indicates a certain stability of these extreme meteorological events.