ВІСНИК ЛЬВІВ. УН-ТУ *VISNYK LVIV UNIV.*
Серія геогр. 2012. Вип. 40. Ч. 2. С. 91–97 *Ser. Geogr. 2012. N 40. P. 2. P. 91–97*

УДК 911.5

ПОРІВНЯЛЬНИЙ АНАЛІЗ ЗВ'ЯЗКІВ КЛІМАТИЧНИХ ХАРАКТЕРИСТИК З КІЛЬКІСНИМИ МОРФОМЕТРИЧНИМИ ХАРАКТЕРИСТИКАМИ РЕЛЬЄФУ ТА ПОЛОЖЕННЯМ У ЛАНДШАФТНІЙ СТРУКТУРІ

О. Мкртчян, П. Шубер

Львівський національний університет імені Івана Франка,
вул. П. Дорошенка, 41, м. Львів, 79000, Україна

Наведено результати порівняльного статистичного аналізу сили та достовірності зв'язків показників середньомісячної температури повітря, місячних та річної кількості опадів з кількісними показниками, що характеризують географічне положення та морфологію рельєфу (модель множинної регресії), а також сили та достовірності їхнього зв'язку з положенням у ландшафтній структурі (належністю до певної фізико-географічної області) на підставі даних 36 метеостанцій заходу України.

Ключові слова: кліматичне поле, геопросторове моделювання, множинна регресія, дисперсійний аналіз, коваріаційний аналіз.

Клімат як багаторічний режим погоди, характерний для певної місцевості, є важливим компонентом ландшафту та навколишнього природного середовища, який суттєво впливає на хід гідрологічних і багатьох геоморфологічних процесів, визначає екологічні умови біоценозів, умови культивування культурних рослин, значно впливає на умови проживання людини та численні галузі господарства. Тому достовірна інформація про кліматичні умови та їхній просторовий розподіл має важливе наукове і прикладне значення. Це, відповідно, зумовлює актуальність досліджень у сфері методології та методики картографування кліматичних характеристик.

Дослідженню питань методики кліматичного картування в Україні досі приділяли недостатню увагу, а наявні карти кліматичних характеристик часто мають дрібний масштаб, недостатню просторову детальність, також нема задокументованої та апробованої методики їхнього укладання.

Головним, а донедавна – єдиним джерелом кліматичних даних є багаторічні ряди метеорологічних спостережень метеостанцій. Кількість метеостанцій, для яких є такі ряди, обмежена. Це не становить проблеми у разі складання дрібномасштабних кліматичних карт, що охоплюють цілі континенти. Проте, у випадку складання великомасштабних карт виникає проблема використання оптимальної методики геопросторової інтерполяції даних метеостанцій. У наших попередніх працях запропоновано використовувати методику регресійного кріґінґу, який полягає в моделюванні зв'язків між кліматичними характеристиками та рядом морфометричних показників із подальшою геостатистичною інтерполяцією залишкових відхилень регресії [7–9].

Ця методика, поряд з багатьма іншими методиками геопросторової інтерполяції, ґрунтується на континуальній концептуальній моделі геопростору, яка трактує геопростір як квазідвовимірне поле (континуум), кожній точці якого відповідає деяке значення певної величини (або сукупності величин), яке може змінюватись від точки до

точки. Альтернативною є дискретна концептуальна модель геопростору, у якій геопростір відображено як мозаїку дискретних об'єктів, розділених лінійними межами [6].

Дискретна модель геопростору тривалий час відігравала роль базової у ландшафтознавстві та ландшафтній екології. Домінувало уявлення про лінійність меж природних територіальних комплексів (ПТК) та про обґрунтованість і доцільність прив'язки до їхніх контурів різноманітних природних характеристик та оцінних показників. Наприклад, за визначенням А. Ісаченко і А. Шляпникова, ландшафтний підхід у вузькому сенсі полягає в тому, що всі необхідні дані про природні умови і ресурси враховують та опрацьовують за природними територіальними комплексами та картографують за єдиною системою контурів, утворюваних цими комплексами [2].

Нашою метою є математико-статистична перевірка ефективності застосування обох моделей у процесі розв'язування задачі інтерполяції даних спостережень метеостанцій. В одному випадку визначали силу та достовірність зв'язку між кліматичними характеристиками та морфометричними показниками, обчисленими за цифровою моделлю рельєфу (ЦМР), в іншому – між кліматичними характеристиками та належністю до певного природного територіального комплексу.

За основу взято дані спостережень метеостанцій західних регіонів України за 1985 р. (коли функціонувала достатньо щільна мережа метеостанцій) [4]. Для цього року характерні досить специфічні погодні умови. Зима в Західному регіоні України була аномально холодною: середні місячні температури повітря на 1,5–10,0°С нижчі від норми, а кількість опадів переважно близька до норми. Березень в усьому регіоні, за винятком Закарпаття, був дуже сухим і помірно холодним, з переважанням антициклонального характеру погоди. В квітні характеристики теплового режиму і кількостей опадів були близькими до норми, а в травні переважала циклональна погода, температури були на 1–3°С вищі від норми, кількості опадів переважно високі і зі значною просторовою нерівномірністю випадання. Для червня характерна інтенсивна циклонічна циркуляція, він був холодним (температура повітря на 1,0–2,5°С нижче норми) та дуже вологим (з кількостями опадів, у 1,5–2,0 рази вищими від норми). Липень був на 1–4°С холоднішим та дещо сухішим від норми, а серпень – найтеплішим місяцем року із близькими до середньобагаторічних показниками середньомісячної температури та місячної кількості опадів. Три осінні місяці виявились холодними, з температурами, на кілька градусів нижчими від середньобагаторічних. У вересні переважала прохолодна помірно суха погода. Для жовтня було характерне різке переважання антициклонального характеру погоди, найвищі у році значення атмосферного тиску і мала кількість опадів. У листопаді, навпаки, переважала циклонічна циркуляція, і кількість опадів була дещо вищою від норми. Цей місяць виявився суттєво холоднішим від норми: на більшості метеостанцій заходу України середньомісячна температура була від'ємною. Грудень, навпаки, усюди, крім Закарпаття, виявився теплішим, ніж листопад, а кількості опадів на рівнині були близькими до норми, тоді як у Карпатах – суттєво вищими від норми [4]. Загалом 1985 р. можна вважати достатньо типовим і репрезентативним завдяки значній кількості різних синоптичних режимів і типів погод.

Ми проаналізували дані 36 метеостанцій, розташованих у населених пунктах Берегове, Бережани, Броди, Великий Березний, Володимир Волинський, Долина, Дрогобич, Івано-Франківськ, Ковель, Коломия, Кременець, Луцьк, Львів, Любешів, Малевичі, Міжгір'я, Мостиська, Нижні Ворота, Нижній Студений, Плай, Пожижевська, Рава-Руська, Рахів, Самбір, Світязь, Селятин, Славське, Стрий, Тернопіль, Турка, Ужгород, Хуст, Чернівці, Чортків, Яворів, Яремче. Використано дані щодо середньомісячної тем-

ператури повітря, місячних та річної кількостей атмосферних опадів для зазначених метеостанцій.

Для визначення зв'язку між кліматичними характеристиками та морфометричними показниками побудовано й розраховано модель множинної регресії (див. [5]). Вибір морфометричних показників, використаних для моделювання просторового розподілу температур повітря та кількостей опадів, обґрунтований у працях [7–9]. Такими показниками слугували значення абсолютної висоти метеостанції, вертикального розчленування поверхні та чинника макроекспозиції (детальніше див. [8]). До цих показників додано значення географічної широти і довготи для моделювання великомасштабних просторових трендів.

З метою моделювання залежностей між кліматичними характеристиками та положенням у ландшафтній структурі використано карту фізико-географічного районування України з Національного атласу України [3], до якої прив'язано місця розташування метеостанцій. Як базовий ієрархічний рівень організації ПТК прийнято рівень фізико-географічної області – найнижчий рівень, для якого забезпечена репрезентативність наявних даних. Наявні метеостанції виявились розміщеними в межах 11 фізико-географічних областей: з них п'ять областей у межах Східноєвропейської рівнини і шість областей у межах Карпат, Передкарпаття і Закарпаття. Найліпше охоплена даними спостережень Передкарпатська височинна область (вісім метеостанцій); область Волинського Полісся, Вододільноверховинська та Полонинсько-Чорногірська області представлені чотирма метеостанціями кожна; Зовнішньокарпатська область – трьома метеостанціями; Волинська височинна область, область Малого Полісся, Розтоцько-Опільська горбогірна, Західноподільська височинна, Вулканічно-міжгірно-улоговинна та Закарпатська низовинна області – двома метеостанціями; найгірше (однією метеостанцією) представлена Середньоподільська височинна область. Залежності між кліматичними характеристиками та положенням у ландшафтній структурі розраховували методом дисперсійного аналізу [5].

Мірою сили зв'язку слугував коефіцієнт кореляції Пірсона (r) – відповідно, моделі множинної регресії та моделі дисперсійного аналізу. Квадрат коефіцієнта кореляції (коефіцієнт детермінації) дорівнює частці варіабельності залежної змінної, яку "пояснюють" незалежні змінні. Проте для визначення достовірності зв'язку необхідно також враховувати кількість ступенів вільності, яка залежить від кількості незалежних кількісних змінних у моделі множинної регресії та кількості категорій (класів) незалежної якісної змінної в моделі дисперсійного аналізу. Наприклад, за однакового коефіцієнта кореляції значимішими будуть моделі з меншою кількістю незалежних кількісних змінних та меншою кількістю категорій якісної змінної. Для визначення ступеня достовірності зв'язку ми використали статистику *F*, яку обчислюють за формулою $F = MS_a/MS_w$, де MS_a, MS_w – відповідно, факторіальний та залишковий квадрати відхилень: більше значення цієї статистики свідчить про вищий ступінь достовірності зв'язку (впливу чинника) [10].

Додатково виконано коваріаційний аналіз даних, який дає змогу обчислити сукупний вплив якісної та кількісних змінних. Зокрема, він допомагає визначити, чи зводиться вплив якісної змінної (у нашому випадку – положення у ландшафтній структурі) до впливу сукупності кількісних показників (у нашому випадку – широтно-довготного положення, висоти та деяких морфометричних характеристик). Цей різновид аналізу дає змогу визначити наявність емерджентних властивостей, які, зокрема, виявляються в тому, що сукупний вплив системи на деяку ознаку є більшим, ніж вплив сукупності ок-

ремих характеристик цієї системи. Емерджентність, зокрема, визначають як “притаманність системі таких властивостей, якостей і функцій, яких не має жоден з її елементів, і які не можуть виникнути при їх механічній суміші, а тільки за умови їх взаємодії” [1].

Таблиця 1

Результати аналізу даних щодо середньомісячної температури повітря

Місяць	Регресійний аналіз		Дисперсійний аналіз		Коваріаційний аналіз	
	r	***F***	***r***	***F***	***r***	***F***
Січень	0,795335	8,3207	0,772050	3,219543	0,886747	3,8964
Лютий	0,940581	37,0837	0,816315	4,357810	0,981538	27,8842
Березень	0,928538	30,2374	0,876029	7,199371	0,980762	26,7280
Квітень	0,988009	197,9205	0,798409	3,836272	0,995514	117,2265
Травень	0,970119	77,2710	0,842643	5,342921	0,989087	47,7188
Червень	0,991942	296,2920	0,812500	4,238233	0,997357	199,5451
Липень	0,984759	154,9481	0,832229	4,915948	0,996422	147,1831
Серпень	0,955012	50,1210	0,864202	6,436692	0,993603	81,9679
Вересень	0,978701	109,8511	0,852913	5,823704	0,992627	71,0096
Жовтень	0,960068	56,9198	0,850454	5,702508	0,985926	36,8229
Листопад	0,959255	55,7125	0,796490	3,785896	0,989081	47,6906
Грудень	0,902189	21,1448	0,817802	4,405799	0,953760	10,6614

У таблицях 1 і 2 наведено результати обчислення зазначених показників сили і достовірності зв’язку для моделі множинної регресії та моделі дисперсійного аналізу.

Насамперед зазначимо, що у випадку середньомісячних температур модель множинної регресії має значно більші значення сили і достовірності зв’язку порівняно з моделлю дисперсійного аналізу. Для всіх місяців року сукупний вплив на значення середньомісячної температури повітря географічної широти та довготи метеостанції, її абсолютної висоти, вертикального розчленування та чинника макроекспозиції виявився статистично значимим, причому для 11 місяців з 12 коефіцієнт кореляції перевищував 0,9 (зазначені змінні “пояснюють” понад 80 % просторової варіації середньомісячної температури) і лише для січня він становив 0,795.

Таблиця 2

Результати аналізу даних щодо місячних та річної кількостей опадів

Місяць	Регресійний аналіз		Дисперсійний аналіз		Коваріаційний аналіз	
	r	***F***	***r***	***F***	***r***	***F***
Січень	0,890849	23,07148	0,914447	11,13926	0,944055	9,73106
Лютий	0,772578	8,88376	0,827477	4,73841	0,917634	6,33083
Березень	0,921833	33,94043	0,777529	3,33551	0,957141	12,96960
Квітень	0,845967	15,10156	0,885551	7,92858	0,945980	10,10898
Травень	0,897145	24,74864	0,889189	8,24042	0,920137	6,55632
Червень	0,901948	26,17327	0,847023	5,53999	0,929077	7,49202
Липень	0,837420	14,08516	0,896935	8,97794	0,952607	11,64479
Серпень	0,757477	8,07693	0,781361	3,42013	0,818306	2,40691
Вересень	0,761598	8,28676	0,866376	6,56670	0,908522	5,61421
Жовтень	0,716103	6,31536	0,683898	1,91716	0,832328	2,67769
Листопад	0,866810	18,13130	0,884049	7,80554	0,933885	8,10003
Грудень	0,803072	10,89785	0,713491	2,26243	0,920192	6,56141
Рік	0,947037	52,18377	0,947567	19,18395	0,978068	26,18532

На відміну від цього, модель дисперсійного аналізу виявила суттєво менші коефіцієнти кореляції – від 0,772 до 0,876 залежно від місяця року. Показники достовірності зв'язку з ландшафтною структурою у кілька разів менші.

Показовим є аналіз показників сили та достовірності зв'язку моделі коваріаційного аналізу. Як і треба було очікувати, коефіцієнт кореляції виявився вищим, ніж для регресійного та дисперсійного аналізів (адже цей коефіцієнт, зазвичай, збільшується з додаванням нових змінних до моделі). Проте показник достовірності зв'язку моделі коваріаційного аналізу (статистика *F*) для 11 місяців з 12 виявився нижчим, ніж для моделі множинної регресії. Це означає, що, додаючи положення у ландшафтній структурі до сукупності кількісних показників (широтно-довготне положення, висота та морфометричні характеристики), ми лише "підганяємо" модель під наявні дані, не збільшуючи її достовірності. Отже, положення у ландшафтній структурі (належність до тієї або іншої фізико-географічної області) додатково не впливає на температурний режим поза впливом зазначених показників. Інакше кажучи, система не виявляє емерджентних властивостей щодо температурного режиму. А тому температурні поля на регіональному масштабному рівні можливо моделювати, використовуючи лише географічне положення та морфометричні показники як чинники-індикатори та ЦМР як джерело даних, не враховуючи окремо положення в ландшафтній структурі.

Дещо іншу картину спостерігаємо в разі моделювання розподілу місячних і річних кількостей опадів. Модель регресійного аналізу виявила дещо менші значення коефіцієнта кореляції для опадів порівняно з температурою (0,716–0,921 порівняно з 0,795–0,991). Для 7 місяців з 12 модель дисперсійного аналізу дала більший коефіцієнт кореляції порівняно з моделлю регресійного аналізу (для річної кількості опадів сила зв'язку двох моделей виявилась фактично однаковою). Щоправда, достовірність зв'язку, виявленого регресійним аналізом (статистика *F*), є більшою завдяки меншій кількості ступенів вільності моделі (6 для регресійного і 11 для дисперсійного аналізу).

Проте показовішим є порівняння показників достовірності моделей регресійного та коваріаційного аналізів. Як і у випадку моделювання значень середньомісячних температур, для всіх місяців року і року загалом показник достовірності зв'язку (статистика *F*) для моделі коваріаційного аналізу виявився нижчим, ніж у випадку моделі множинної регресії. Це означає, що аналіз не виявив емерджентного впливу ПТК рангу фізико-географічної області на розподіл значень кількостей опадів.

Показники достовірності зв'язку (статистика *F*) були порівняні з критичними їх значеннями для визначення статистичної достовірності зв'язку. У цьому разі як критичне прийняте значення для вірогідності 0,002 (0,05/25, де 25 – сумарна кількість змодельованих кліматичних полів). Виявлений моделлю множинної регресії зв'язок між зазначеними вище кількісними показниками та середньомісячною температурою, місячними та річною кількостями опадів в усіх випадках виявився статистично значимим. Водночас зв'язок між ландшафтним положенням та середньомісячною температурою був статистично значимим для 9 місяців із 12, а зв'язок між ландшафтним положенням та місячними кількостями опадів – для 8 місяців із 12. Також статистично значимим виявився зв'язок між ландшафтним положенням та річною кількістю опадів. Проте, як довів аналіз, вплив ландшафтного положення (належності до тієї або іншої фізико-географічної області) на значення середньомісячної температури, місячних та річної кількостей опадів можна звести до впливу географічного положення та окремих морфометричних показників. Після врахування впливу зазначених вище показників положення в ланд-

шафтній структурі не дає додаткової інформації, яка б дала змогу поліпшити точність і достовірність моделювання.

Зазначимо також, що моделювання річної кількості опадів методами регресійного, дисперсійного та коваріаційного аналізу виявилось точнішим, ніж моделювання кількостей опадів для окремих місяців. Отримані в кожній з трьох моделей показники сили та достовірності зв'язків для річної кількості опадів були суттєво вищими, ніж для будь-якого з окремих місяців. Це означає, що випадкові процеси, вплив яких усереднюється зі збільшенням часового інтервалу підсумовування, менше залежать від ландшафтних чинників порівняно з процесами, що діють на більших характерних часах і визначають кліматичну норму. Треба очікувати, що точність моделювання кліматичних полів, усереднених за багаторічний період, буде вищою порівняно із моделюванням характеристик, підсумованих або усереднених за порівняно короткий період.

Отже, як довело наше дослідження, кліматичні поля можна досить успішно моделювати за допомогою як статистичного опрацювання (усереднення) даних спостережень за одиницями ландшафтної структури відповідного ієрархічного рівня, так і статистичного аналізу залежностей між кліматичними характеристиками та релевантними кількісними чинниками-індикаторами (показниками, що характеризують географічне положення, морфологію рельєфу тощо). Останній підхід з огляду на результати цього дослідження дає змогу ефективніше і точніше відобразити просторову диференціацію кліматичних характеристик. Проте остаточний висновок щодо порівняльної ефективності обох підходів можна зробити, лише проаналізувавши дані багаторічних рядів метеоспостережень.

---

1. *Гродзинський М. Д.* Основи ландшафтної екології / М.Д. Гродзинський. – К.: Либідь, 1993. – 224 с.

2. *Исаченко А.Г.* К методике комплексного картографирования природных ресурсов / А. Г. Исаченко, А. А. Шляпников // Изв. ВГО. – 1976. – Т. 108, Вып. 5. – С. 366–376.

3. *Маринич О.М.* Фізико-географічне районування (карта) / О.М. Маринич, Г.О. Пархоменко, В.М. Пащенко, О.М. Петренко, П.Г. Шищенко // Національний атлас України. – К. : Держ. науково-виробниче підприємство "Картографія", 2007. – С. 228–229.

4. Государственный комитет СССР по гидрометеорологии. Метеорологический ежемесячник / – Обнинск, 1989. – Вып. 10, № 1 – 12: 1961, 1970, 1985, 1989.

5. *Мкртчян О.* Геоінформаційне моделювання в конструктивній географії : навч. посібник / О. Мкртчян. – Львів, 2010. – 120 с.

6. *Мкртчян О.* Моделювання розподілу ландшафтно-екологічних характеристик з використанням топографічних індексів / О. Мкртчян // Вісн. Львів. ун-ту. Сер. геогр. – 2006. – Вип. 33. – С. 261 – 267.

7. *Мкртчян О.* Методика геопросторового моделювання та картування кліматичних характеристик за даними спостережень / О. Мкртчян, П. Шубер // Вісн. Львів. ун-ту. Сер. геогр. – 2011. – Вип. 39. – С. 245–253.

8. *Мкртчян О.С.* Геоінформаційне моделювання температурного поля західних регіонів України / О.С. Мкртчян, П.М. Шубер // Фіз. географія і геоморфологія. – 2009. – Вип. 57. – С. 104–112.

9. *Мкртчян О.С.* Картографування кліматичних показників методом інтерполяції даних метеостанцій // Національне картографування: стан, проблеми та перспективи розвитку : зб. наук. Праць / О.С. Мкртчян, П.М. Шубер. – К. : ДНВП "Картографія", 2008. – Вип. 3. – С. 169–172.

10. *Свердан П.Л.* Вища математика / П.Л. Свердан. – Львів : Світ, 1998. – 332 с.

Стаття: надійшла до редколегії 20.09.2011
прийнята до друку 20.12.2011

COMPARATIVE ANALYSIS OF THE RELATIONS OF CLIMATIC CHARACTERISTICS TO THE QUANTITATIVE MORPHOMETRIC PARAMETERS AND THE POSITION IN THE LANDSCAPE STRUCTURE

A. Mkrtchian, P. Shuber

Ivan Franko National University of Lviv,
P. Doroshenko St., 41, UA – 79000 Lviv, Ukraine

The comparative analysis is given of the strength and credibility of the modeling of the average monthly temperatures and monthly and yearly precipitation values spatial distribution by multiple regression model utilizing morphometric data, in contrast with the ANOVA model utilizing qualitative data on the position of the meteorological stations in the landscape morphological structure.

Key words: climatic field, geospatial modeling, multiple regression, ANOVA, ANCOVA.

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ СВЯЗЕЙ КЛИМАТИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК С КОЛИЧЕСТВЕННЫМИ МОРФОМЕТРИЧЕСКИМИ ХАРАКТЕРИСТИКАМИ И ПОЛОЖЕНИЕМ В ЛАНДШАФТНОЙ СТРУКТУРЕ

А. Мкртчян, П. Шубер

Львовский национальный университет имени Ивана Франко,
ул. П. Дорошенко, 41, г. Львов, 79000, Украина

Приведено результаты сравнительного статистического анализа силы и достоверности связей между показателями среднемесячной температуры воздуха, месячных и годового количества осадков с количественными показателями, которые характеризуют географическое положение и морфологию рельефа (модель множественной регрессии), а также силы и достоверности их связи с положением в ландшафтной структуре (принадлежностью к определенной физико-географической области) на основании данных 36 метеостанций запада Украины.

Ключевые слова: климатическое поле, геопространственное моделирование, множественная регрессия, дисперсионный анализ, ковариационный анализ.