

## **ІНТЕРПОЛЯЦІЯ ДАНИХ МЕТЕОСПОСТЕРЕЖЕНЬ КІЛЬКОСТЕЙ ОПАДІВ ТА ІНШИХ КЛІМАТИЧНИХ ЗМІННИХ МЕТОДОМ РЕГРЕСІЙНОГО КРИГІНГУ**

**О. Мкртчян, П. Шубер**

*Львівський національний університет імені Івана Франка,*

*вул. П.Дорошенка 41, Львів, 79000. Україна*

*e-mail: alemkrt@gmail.com*

Розглянуто особливості інтерполяції значень кліматичних елементів методом регресійного кригінгу на прикладі інтерполяції значень річних кількостей опадів для західного регіону України. Наведено математичний опис та географічну інтерпретацію методу регресійного кригінгу, блок-схему алгоритму його застосування, а також карти, що ілюструють отримані результати інтерполяції.

*Ключові слова:* інтерполяція, регресійний кригінг, геоінформаційний аналіз, кліматичні елементи.

Кількість атмосферних опадів є важливим кліматичним елементом, що визначає надходження атмосферної вологи на земну поверхню, і однією з головних складових водного балансу території. Тому інформація про їхній просторовий розподіл необхідна у час просторових досліджень водного балансу території, водного режиму ґрунтів і забезпеченості сільськогосподарських рослин вологою, туристично-рекреаційних ресурсів тощо.

Кількість атмосферних опадів вимірюють дощомірами, розміщеними на метеорологічних станціях та метеопостах. Відповідно, картування цього показника потребує просторової інтерполяції таких даних. Просторова інтерполяція полягає в передбаченні значень деякого кліматичного параметра у невідомих місцях на підставі його відомих значень у місцях вимірювань та (можливо) допоміжної просторово розподіленої інформації. Фактично, завдання інтерполяції – відтворення структури просторового поля певної

змінної за значеннями цієї змінної (та, можливо, пов'язаних із нею інших змінних) в окремих пунктах цього поля. Ця задача відома також як регіоналізація даних.

Усі методи просторової інтерполяції (регіоналізації) поділяють на декілька категорій з огляду на фундаментальні математичні принципи, на яких вони ґрунтуються. За дихотомічними критеріями виділяють такі категорії методів інтерполяції: глобальні або локальні, точні або наближені, детерміністичні або геостатистичні [3].

З удосконаленням технологій геопросторового аналізу даних ефективнішими та вживанішими вважають геостатистичні методи інтерполяції, які мають теоретичний базис – теорію регіоналізованої змінної, та враховують імовірнісний (статистичний) характер просторових залежностей [2]. Теорія регіоналізованої змінної, відповідно, спирається на перший закон географії, сформульований американським географом В. Тоблером, який стверджує, що «все пов'язано з усім, проте речі, розташовані поряд, пов'язані більше, ніж віддалені між собою» [11].

Процедура геостатистичної інтерполяції складається з двох етапів. На першому етапі за допомогою геостатистичного аналізу даних обчислюють емпіричну функцію автокореляції. Її можна зобразити у вигляді графіка – варіограми, яка відображає залежність між відстанню між пунктами та показником напівдисперсії – половини середньої різниці у значеннях між точками, які роз'єднує ця відстань. На другому етапі підбирають стандартну функцію, форма якої приблизно збігається із формою отриманої емпіричної варіограми, а також оптимальні параметри цієї функції. За цією функцією продукують матрицю рівнянь кригінгу, розв'язуючи які, можна отримати для будь-якої точки простору прогнозовані значення змінної та значення похибки прогнозу. Отже, одна з вагомих переваг цього методу інтерполяції – можливість оцінити похибку інтерполяції для будь-якого місця розташування.

Є такі різновиди геостатистичної інтерполяції (кригінгу): простий, універсальний, індикаторний, імовірнісний, диз'юнктивний кригінг, та кокригінг, а також деякі модифікації стандартної процедури геостатистичної інтерполяції, наприклад, метод MISH, розроблений Угорською метеорологічною службою, який використовує тривалі часові серії даних для оптимізації параметрів геостатистичних моделей [10].

Для поліпшення якості просторової інтерполяції в багатьох випадках доцільно застосовувати допоміжну просторово розподілену інформацію. Одним з важливих джерел такої інформації можуть бути цифрові моделі рельєфу (ЦМР), що містять інформацію щодо морфології земної поверхні. Низка кліматичних параметрів, зокрема, кількість атмосферних опадів, відображають виражений зв'язок зі значеннями висоти над рівнем моря. Крім того, цифровий аналіз ЦМР дає змогу визначати похідні растрові шари, як-от похилів поверхні, експозиції, загальної, горизонтальної і вертикальної кривизни, горизонтального і вертикального розчленування поверхні. Різні значення параметрів рухомого вікна дають змогу обчислювати ці морфометричні параметри на різних просторових (масштабних) рівнях. Деякі з таких параметрів можуть мати зв'язок з характеристиками локального клімату. Наприклад, навітряне або підвітряне експозиційне положення щодо до руху вологих повітряних мас впливає, відповідно, позитивно та негативно на кількість атмосферних опадів. Вертикальне розчленування поверхні може впливати на рівні опадів через збільшення турбулентності повітряних потоків.

У дослідженнях [4, 5] проаналізовано кореляційні залежності між значеннями місячних і річних кількостей опадів та низкою морфометричних параметрів. Виявлено, що значення кореляції відрізняються залежно від кліматичного елемента та синоптичної характеристики певного місяця чи року. Наприклад, для річних кількостей опадів за 1961 і 1970 рр. найбільш значущими виявилися такі характеристики рельєфу (у порядку зменшення значущості): вертикальне розчленування, фактор експозиції (за азимутом

північний захід – південний схід), абсолютна висота. Тобто вплив абсолютної висоти виявився навіть дещо меншим, ніж вплив інших двох похідних морфометричних параметрів (табл. 1,2).

Зазначимо, що вплив рельєфу на деякі кліматичні змінні, як-от кількість атмосферних опадів, є нелокальним. Наприклад, за спостереженнями Р. Баррі, середня висота в радіусі 8 км від місця розташування дощоміра є кращим предиктором річної кількості опадів, ніж висота метеостанції [1]. Це означає, зокрема, що визначені за вертикальним градієнтом значення кількості опадів для днів вузьких долин будуть суттєво заниженими, а для вершин вузьких хребтів – завищеними. Нелокальні впливи легко моделювати у ГІС, застосовуючи фокальні оператори до відповідних растрових шарів. Змінюючи радіус рухомого вікна, у якому визначають морфометричні параметри, можна виявляти вплив цих параметрів на різних просторових рівнях (масштабах). У цьому разі можна підібрати радіус рухомого вікна, за якого кореляція з кліматичною змінною (наприклад, кількістю опадів) буде найбільшою.

Наші дослідження засвідчили, що для моделювання впливу абсолютної висоти на кількість опадів доцільніше використовувати її значення, усереднене у вікні радіусом 5–10 км. Вплив на кількість опадів вертикального розчленування рельєфу найінтенсивніший у масштабі близько 10 км. Щодо впливу на кількість опадів макроекспозиції, то необхідно визначити ще один параметр – азимут (румб), що відповідає найбільшій кореляції. Наші дослідження виявили, що з восьми можливих азимутів найбільша кореляція спостережена за азимутом північний захід – південний схід, тобто найбільша кількість опадів випадає на території з північно-західною мезоекспозицією [5]. Цей азимут загалом відповідає напрямку панівних вітрів, що переносять вологі повітряні маси. Фактору експозиції відповідає морфометричний параметр, який обчислюють як різницю середньої висоти, визначеної у північно-західному та південно-східному секторах рухомого кола відповідного радіуса.

Для врахування впливу сукупності морфометричних чинників створюють модель множинної регресії (ММР), яка має вигляд  $Y = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3$ ,

де  $X_1, X_2, X_3$  – морфометричні параметри: абсолютна висота, вертикальне розчленування рельєфу та експозиційний параметр, відповідно;  $b_{0-3}$  – коефіцієнти, визначені методом найменших квадратів.

Метод інтерполяції з використанням ММР належить до категорії наближених інтерполяторів: незважаючи на досить високу множинну кореляцію, реальні значення, виміряні на метеостанціях, дещо відрізнятимуться від обчислених за ММР для відповідних місць. Наш аналіз цих відмінностей (залишкових відхилень) виявив деякі закономірності. По-перше, ближчі в просторі місця зазвичай виявляють менші відмінності в значеннях залишкових відхилень. По-друге, нерідко спостерігаються широкомасштабні просторові закономірності (тренди) у цих значеннях. Наприклад, річні суми опадів за 1961 р. у цьому регіоні виявляють тенденцію до зменшення в напрямі на північний схід, причому це не залежить від просторової структури рельєфу. Звідси випливає, що точність інтерполяції можна підвищити, доповнивши інтерполяцію методом ММР геостатистичною інтерполяцією залишкових відхилень регресії, застосовуючи метод універсального кригінгу (який водночас враховує просторову автокореляцію даних і просторові тренди).

Пропонований метод інтерполяції даних відомий як регресійний кригінг [9]. Він передбачає два основні етапи: 1) побудову та обчислення моделі множинної регресії залежності між характеристиками рельєфу та сумами опадів або іншою кліматичною змінною; 2) геостатистичну інтерполяцію залишкових відхилень кількостей опадів або значень іншої кліматичної змінної від значень, передбачених регресійною моделлю, та додавання отриманого поля до поля значень, обчислених за ММР. Детальніше цей метод відображено на рис. 1.

Математичне рівняння моделі регресійного кригінгу має такий вигляд:

$$z(s_0) = m(s_0) + e(s_0) = \sum_{k=0}^p \beta_k \cdot q_k(s_0) + \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot e(s_i)$$

де  $z(s_0)$  – передбачення моделі регресійного кригінгу;

$s_0$  – пункт, для якого роблять передбачення;

$s_i$  – пункти метеоспостережень;

$m(s_0)$  – детермінований член (передбачення ММР);

$e(s_0)$  – інтерпольовані залишкові відхилення;

$q_k(s_0)$  – значення допоміжних змінних (наприклад, морфометричних параметрів) у пункті, для якого роблять передбачення;

$\beta_k$  – оцінки коефіцієнтів детерміністичної моделі (параметрів ММР);

$\lambda_i$  – ваги в моделі кригінгу, оцінені шляхом аналізу структури просторових залежностей залишкових відхилень;

$e(s_i)$  – залишкові відхилення в пунктах метеоспостережень.

Ми застосували цю методику для інтерполяції річних сум опадів для двох років з метеостанцій західного регіону України. Відповідні дані метеостанцій оцифровано, місця розташування метеостанцій прив'язано до географічної системи координат у середовищі ГІС. Для аналізу впливу на метеопказники морфометричних параметрів використано цифрову модель рельєфу SRTM DEM з первинною роздільністю 90 м. За допомогою операцій ГІС-аналізу з неї отримано низку похідних шарів морфометричних показників, а також виконано їхню генералізацію методом усереднення в рухомому колі. В процесі аналізу застосовували програмний ГІС-пакет ArcView, а також вільний програмний продукт SAGA, розроблений в університеті Геттінгена (Німеччина), який має значні аналітичні можливості [7].

Параметри регресійних моделей (ММР), обчислені для річних сум опадів за 1961 і 1970 рр., наведені у табл. 1, 2. Коефіцієнт множинної кореляції між сукупністю зазначених чинників та річними кількостями опадів виявився досить високим: 0,93 для 1961 р. та 0,95 для 1970 р. Отже, в обох випадках модель пояснює понад 86 % просторової варіабельності

значень річних кількостей опадів. Це підтверджує, що морфометричні показники слугують добрими предикторами річних кількостей опадів і їх можна використати для просторової інтерполяції даних метеостанцій та отримання просторово розподілених даних (шарів).

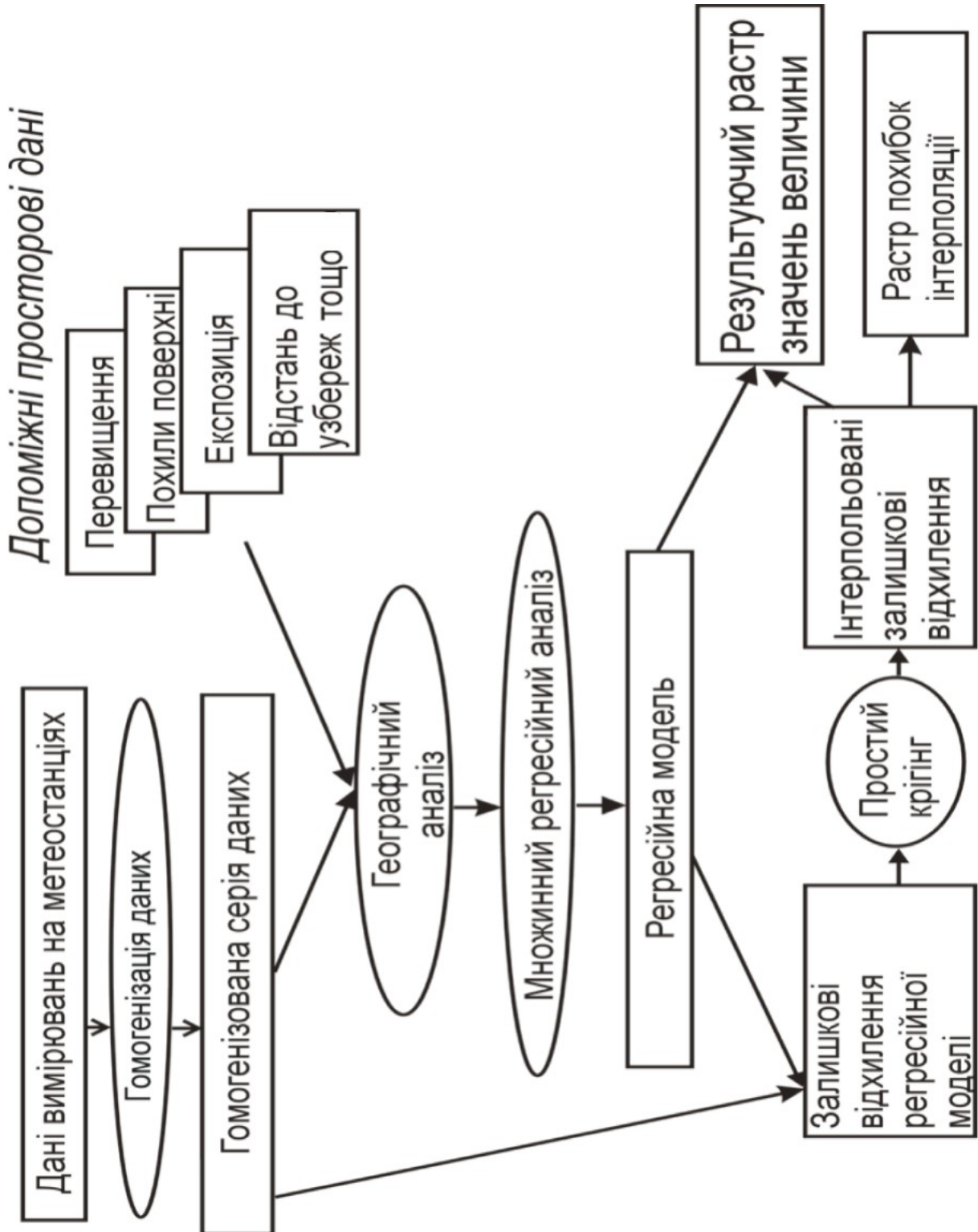


Рис. 1. Блок-схема інтерполяції даних методом регресійного крігінгу

Таблиця 1

Параметри регресійної моделі зв'язку між морфометричними параметрами та річною кількістю опадів, 1961 р. ( $R = 0,9283$ ; $R^2 = 0,8618$ ; $Adj. R^2 = 0,8475$ ; $F(3,29) = 60,276$ )						
	Beta	Стандартне відхилення Beta	B	Стандартне відхилення B	t(29)	p-рівень
<i>Перетин</i>			310,9357	17,70883	17,55823	0,000000
<b>Висота</b> (вікно 7 км)	0,335891	0,122319	0,1806	0,06577	2,74602	0,010253
<b>Експозиція</b> (ПнЗ-ПдСх) (вікно 50 км)	-0,220288	0,074394	-0,4873	0,16457	-2,96110	0,006058
<b>Вертикальне розчленування</b> (вікно 10 км)	0,525684	0,121558	1,0329	0,23884	4,32455	0,000165

Таблиця 2

Параметри регресійної моделі зв'язку між морфометричними параметрами та річною кількістю опадів, 1970 р. ( $R = 0,931$ ; $R^2 = 0,8675$ ; $Adj. R^2 = 0,8547$ ; $F(3,31) = 67,662$ )						
	Beta	Стандартне відхилення Beta	B	Стандартне відхилення B	t(31)	p-рівень
<i>Перетин</i>			604,6345	40,23049	15,02926	0,000000
<b>Висота</b> (вікно 7 км)	0,221584	0,124432	0,2524	0,14172	1,78077	0,084752
<b>Експозиція</b> (ПнЗ-ПдСх) (вікно 70 км)	-0,305683	0,071872	-1,2763	0,30007	-4,25314	0,000180
<b>Вертикальне розчленування</b> (вікно 10 км)	0,565003	0,125135	2,2790	0,50475	4,51516	0,000086

Результуючі карти розподілу кількостей опадів зображено на рис. 2, 3.



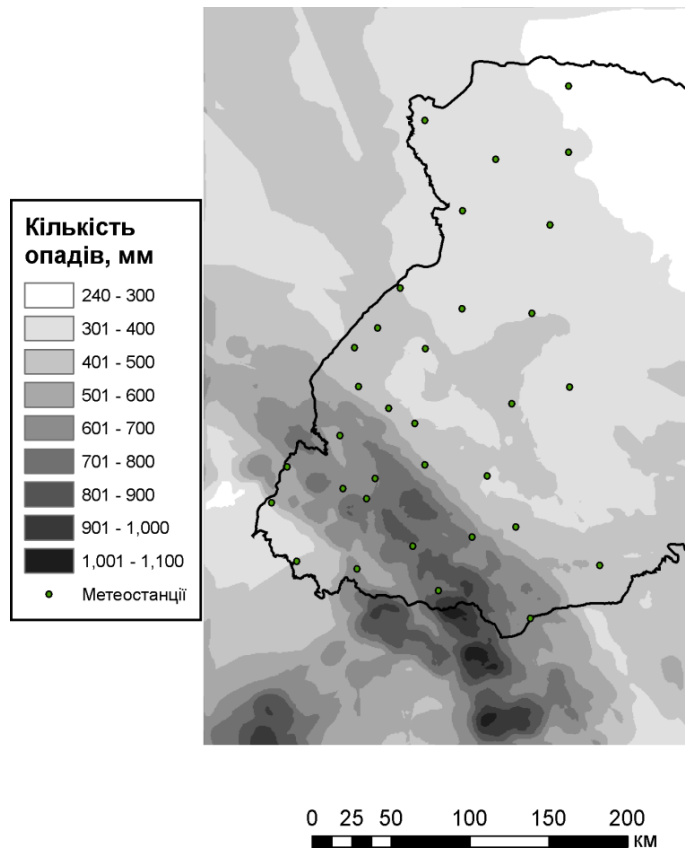


Рис. 2. Розподіл річної кількості атмосферних опадів у західному регіоні України, 1961 р.

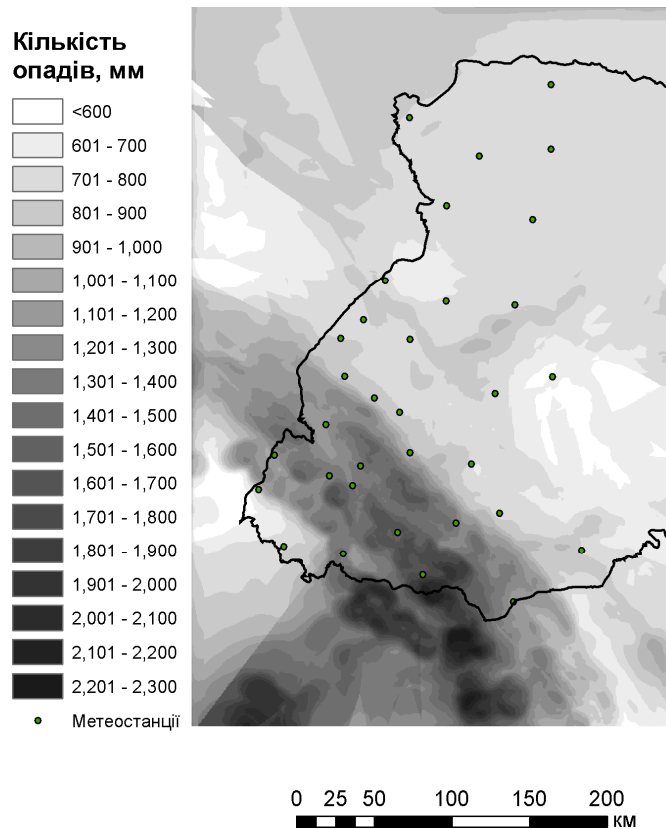


Рис. 3. Розподіл річної кількості атмосферних опадів у західному регіоні України, 1970 р.

Регресійний кригінг є найліпшим незміщеним лінійним предиктором для просторових даних, тобто найліпшим лінійним інтерполятором за припущення універсальної моделі просторової варіації [9]. Існує певний досвід застосування цієї методики для інтерполяції кліматичних даних у різних країнах. Зокрема, в ході досліджень в Польщі виявлено, що результати інтерполяції методом регресійного кригінгу середніх місячних і сезонних значень температури повітря були точнішими, ніж визначені іншими методами [8]. В іншому дослідженні виконано порівняльний аналіз різних методів інтерполяції середньомісячних температур повітря за даними 84 метеорологічних станцій у Португалії [12] (вивчали ефективність використання таких методів, як сплайни, простий кригінг, простий кокригінг, лінійна регресія та нейронні мережі). В процесі аналізу з'ясовано, що регресійний кригінг, у якому як предиктори використано значення абсолютної висоти та відстані до моря, дав меншу середньоквадратичну похибку інтерполяції та найбільший коефіцієнт кореляції між виміряними і передбаченими значеннями порівняно з іншими методами [12].

Отже, регресійний кригінг є ефективною, оптимальною з погляду математичної статистики, апробованою в низці досліджень методикою інтерполяції кліматичних даних, яку можна використати під час складання карт розподілу значень кліматичних змінних. Зокрема, ми також використовували цей метод для інтерполяції значень середньомісячних температур повітря і створення карт температурних полів [6].

1. *Барри Р.* Погода и климат в горах / Р. Барри. – Ленинград, 1984.
2. *Матерон Ж.* Основы прикладной геостатистики / Ж. Маттерон. – М. : Мир, 1968. – 407 с.
3. *Мкртчян О.С.* Геоінформаційне моделювання в конструктивній географії: навч. посібник / О. С. Мкртчян. – Львів : Видавничий центр ЛНУ ім. І. Франка, 2010. – 120 с.

4. *Мкртчян О.* Методика геопросторового моделювання та картування кліматичних характеристик за даними спостережень / О. Мкртчян, П. Шубер // Вісник Львів. ун-ту. Сер. геогр. – 2011. – Вип. 39. – С. 245–253.
5. *Мкртчян О.* Порівняльний аналіз зв'язків кліматичних характеристик з кількісними морфометричними характеристиками рельєфу та положенням у ландшафтній структурі / О. Мкртчян, П. Шубер // Вісник Львів. ун-ту. Сер. геогр. – 2012. – Вип. 40, Ч.2. – С. 91–97.
6. *Мкртчян О.С.* Геоінформаційне моделювання температурного поля західних регіонів України / О. Мкртчян, П. Шубер // Фізична географія і геоморфологія. – 2009. – Вип.57. – С.104–112.
7. *Boehner J.* SAGA – Analysis and Modelling Applications. / J. Boehner, K.R. McCloy, J. Strobl // Goettinger Geographische Abhandlungen. – 2006. – Vol. 115. – P.13–27.
8. *Dryas I.* The Spatial Analysis of the Selected Meteorological Fields in the Example of Poland / I. Dryas, Z. Ustrnul // H. Dobesch et al. (Ed.) Spatial interpolation for climate data: the use of GIS in climatology and meteorology. – London: ISTE Ltd, 2007. – P. 87–96.
9. *Hengl T., Heuvelink G., Rossiter D.* About regression-kriging: From equations to case studies / T. Hengl, G. Heuvelink, D. Rossiter // Computers & Geosciences. – 2007. – N. 33. – P. 1301–1315.
10. *Sluiter R.* Interpolation methods for climate data. Literature review / R. Sluiter. – KNMI intern rapport; IR 2009. – De Bilt, 2009. – 24 p.
11. *Tobler W.* A computer movie simulating urban growth in the Detroit region / W. Tobler // Economic Geography. – 1970. – N 46(2). – P. 234-240.
12. *Tveito O.E.* The use of Geographic Information Systems in Climatology and Meteorology / O.E. Tveito, M. Wegehenkel, F.v.d. Wel, H. Dobesch. – Final report of COST Action 719, Cost Office, Brussels, EUR 23461. – 2008. – 246 p.

# **INTERPOLATION OF METEODATA ON PRECIPITATION AND OTHER CLIMATIC VARIABLES BY REGRESSION-KRIGING**

**O. Mkrtchian, P. Shuber**

*Ivan Franko National university of Lviv,  
P.Doroshenko st., 41, UA – 79000 Lviv, Ukraine  
e-mail: alemkrt@gmail.com*

The paper examines the features of the interpolation of climatic elements by the regression-kriging method, on an example of the interpolation of annual precipitation for the Western Ukraine. The mathematical description and the geographic interpretation of the regression-kriging method are given, together with the block-scheme of its application algorithm, as well as the maps illustrating the obtained interpolation results.

*Key words:* interpolation, regression-kriging, GIS-analysis, climatic elements.

# **ИНТЕРПОЛЯЦИЯ ДАННЫХ МЕТЕОНАБЛЮДЕНИЙ КОЛИЧЕСТВА ОСАДКОВ И ДРУГИХ КЛИМАТИЧЕСКИХ ПЕРЕМЕННЫХ МЕТОДОМ РЕГРЕССИОННОГО КРИГИНГА**

**А. Мкртчян, П. Шубер**

*Львовский национальный университет имени Ивана Франко,  
ул. Дорошенко, 41, Львов 79000, Украина  
e-mail: alemkrt@gmail.com*

Рассмотрено особенности интерполяции значений климатических элементов методом регрессионного кригинга на примере интерполяции значений годовых количеств осадков для западного региона Украины. Приведено математическое описание и географическую интерпретацию метода регрессионного кригинга, блок-схему алгоритма его применения, а также карты, которые иллюстрируют полученные результаты интерполяции.

*Ключевые слова:* интерполяция, регрессионный кригинг, геоинформационный анализ, климатические элементы.