

СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКІ МЕЛІОРАЦІЇ

УДК 631.62
© 2011

О.І. ГАЛІК,
кандидат

сільськогосподарських наук

А.М. РОКОЧИНСЬКИЙ,
доктор технічних наук

**Т.В. ОЛЕКСЮК,
Т.В. САВЧУК,**
інженери

А.І. МАРИНИЧ,
студент

*Національний університет
водного господарства
та природокористування, м. Рівне*

Обґрунтовується можливість та доцільність застосування непараметричних статистичних критеріїв для оцінки значущості наявності локальних трендів, які виявлені за даними спостережень температури повітря та атмосферних опадів.

Зміни клімату на сьогодні є однією з найважливіших проблем людства. Із другої половини минулого століття почалося різке потепління клімату. Особливо цей процес посилюється із другої чверті минулого століття, і 90-ті роки були найтеплішим десятиліттям за період інструментальних спостережень. Більшість дослідників уже дійшли висновку про реальність та значущість сучасних змін клімату внаслідок антропогенного впливу. На підставі цього починається обґрунтування сукупності заходів щодо адаптації та пом'якшення впливів, які пов'язані зі змінами клімату [2].

Сучасні методи оцінки зміни клімату базуються на порівнянні результатів розрахунків за моделями спільної циркуляції атмосфери та океану (МСЦАО), в яких послідовно враховують антропогенні та природні зовнішні впливи, зі змінами, які виявлялися переважно за даними спостережень попереднього століття. Головну увагу приділяють аналізу змін температури повітря поблизу земної поверхні, у вільній атмосфері та океані. Вважається, що можливості аналізу змін інших

**ЗАСТОСУВАННЯ
НЕПАРАМЕТРИЧНИХ
СТАТИСТИЧНИХ КРИТЕРІЇВ
ОЦІНКИ ОДНОРІДНОСТІ
РЯДІВ СПОСТЕРЕЖЕНЬ
ЗА СУЧАСНИМИ ЛОКАЛЬНИМИ
ЗМІНАМИ ТЕМПЕРАТУРИ
ПОВІТРЯ ТА ОПАДІВ**

перемінних (наприклад кількості опадів) у ряді випадків обмежені недоліками системи спостережень, що не дають змоги одержати достатньо точну інформацію, а також недостатньо повним фізичним розумінням кліматичної системи [3].

Моделі спільної циркуляції атмосфери та океану (кліматичні моделі) розвиваються у напрямку все більш детального врахування усіх фізичних механізмів, що впливають на клімат. На сьогодні у світі існує декілька десятків таких моделей і понад 20 із них беруть участь в міжнародній програмі порівняння моделей СМІР. Моделі, у розрізі їх застосування до приземних температур та кількості опадів, мають різний крок за географічною широтою та довготою (від $1,4 \times 1,4^\circ$ до $3,9 \times 3,9^\circ$), різне число вузлів вздовж кола по широті та довготі між полюсами (від 30 до 85) та різні періоди розрахунків (від 1980–2099 до 1900–2100 рр.).

Існуючі методики оцінки зміни клімату, які базуються на порівнянні модельних та емпіричних даних, включають у себе цілу низку операцій. Вибирають період порів-

няння. Для території Росії та сусідніх із нею європейських держав він приймався з 1961 по 2004 рік та з 1951 по 2005 рік [1, 3]. Для вузлів координатної сітки формують масиви результатів моделювання (модельні проєкції) з урахуванням емісії парникових газів, які можуть включати: тренди температури приземного повітря (середня за рік, середня за місяць, °C); тренди атмосферних опадів (середня за місяць добова сума, яка збільшена в n разів, мм/міс.) за період порівняння. Результати моделювання осереднюють для ансамблю моделей для того, щоб виключити систематичні похибки розрахунків за ними. Для території Росії та суміжних із нею європейських держав такі ансамблі включають від 8 до 16 моделей. За період порівняння виявляють антропогенні тренди температури повітря та атмосферних опадів за даними спостережень на метеорологічних станціях. Проводять інтерполяцію результатів, одержаних за емпіричними даними, на вузли координатної сітки. Порівнюють модельні тренди та тренди, що одержані за результатами спостережень, для вузлів координатної сітки, а також тренди, які осереднені для великих територій (фізико-географічні райони).

Порівняння результатів розрахунків за кліматичними моделями та за даними спостережень дає змогу зробити цілу низку висновків. Осереднені результати за ансамблями МСЦАО дозволяють суттєво зменшити шумову складову похибок, яка пов'язана з проявами природної кліматичної мінливості між роками, та отримати статистично значимі параметри так званого сигналу антропогенного потепління. Ансамблі МСЦАО адекватно відтворюють зростання температури повітря поблизу земної поверхні за період порівняння як в цілому за рік, так і за окремі сезони року для великих частин суходолу, а також зростання кількості опадів за сезони та за рік. Виявлені систематичні похибки у відтворенні перемінних клімату (температур та опадів) за ансамблями МСЦАО: для значеної території температури за період із 1961 по 2000 рік занижені, а кількість опадів – завищена порівняно з даними спостережень. Зіставлення результатів розрахунків з даними спостережень можливе тільки при

розгляді величин, осереднених для великих просторово-часових діапазонів. Аналіз регіональних змін за короткими часовими рядами, а також використання окремих моделей або невеликої частини ансамблів МСЦАО не може складати основу для статистично надійних висновків. Порівняння в конкретних регіонах модельних трендів із трендами, виявленими за результатами спостережень, може бути некоректним унаслідок великої вибіркової мінливості оцінок останніх.

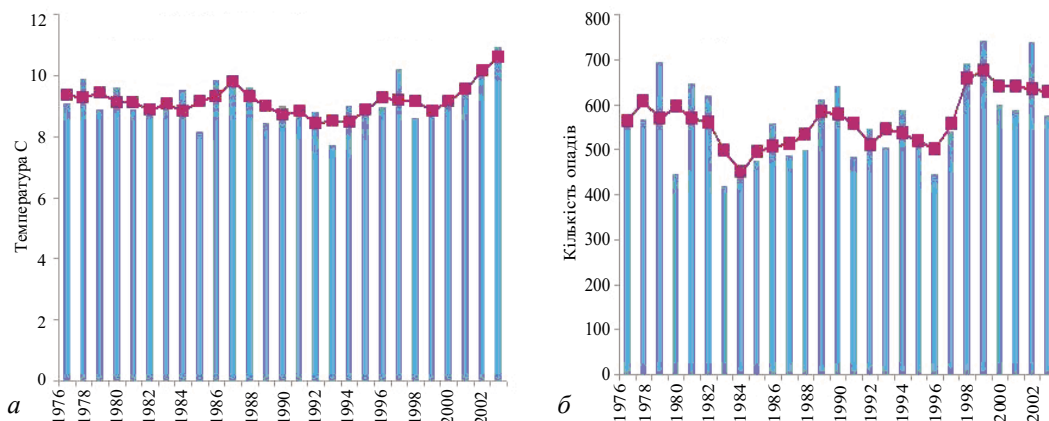
Регіональні зміни клімату є надзвичайно важливими тому, що можуть мати значний вплив на економіку та соціальну сферу [4, 5]. Оскільки спостереження регіонального масштабу великою природною кліматичною мінливістю з року в рік, а також неспівпаданням модельних оцінок з даними спостережень, ступінь довіри до характеристик регіональних кліматичних змін залишається невисоким. Одним з основних методів вивчення регіональних змін клімату за даними спостережень вважається оцінка трендів середнього значення [3]. Розглядають регресію даних спостережень на відрізок часу та визначають коефіцієнти лінійного тренду, які характеризують середню швидкість змін рівня ряду на заданому часовому відрізку. Але для регіональних трендів вибірка мінливість коефіцієнтів тренду для таких відрізків виявляється значною. Похибки можуть бути настільки суттєвими, що іноді виявляється неможливим не тільки оцінити швидкість змін, які спостерігаються, але й навіть встановити сам факт їх наявності.

З огляду на викладене можна зробити висновок: для оцінок регіональних змін клімату на сьогодні немає можливості застосовувати окремі кліматичні моделі або ансамблі МСЦАО, а також використовувати тренди, одержані за даними спостережень конкретних метеорологічних станцій, через недостатню оцінку значущості виявлених трендів.

Нині для оцінки статистичної значущості наявності тренду зазвичай розглядають ймовірність нульової гіпотези, тобто ймовірність того, що коефіцієнт лінійного тренду дорівнює нулю ($a = 0$). Для цього відношення a/σ_a порівнюють із табличним значенням розпо-

СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКІ МЕЛІОРАЦІЇ

Застосування непараметричних статистичних критеріїв оцінки однорідності рядів спостережень за сучасними локальними змінами температури повітря та опадів



Тренди температури повітря (а) та атмосферних опадів (б) на метеостанції Рівне, 1976–2002 рр.

ділу Стьюдента за заданого рівня значущості та числа ступенів вільності, яке дорівнює 2 (тут σ_a – вибіркова мінливість коефіцієнта тренду; N – число років у часовому відрізку, що розглядають). Критичною умовою, за якою нульова гіпотеза відхиляється, найчастіше є умова $a / \sigma_a \geq 2$, що відповідає рівню значущості $\sim 95\%$ [3]. Оцінка локальних змін температури повітря та опадів проводилася на прикладі даних спостережень метеостанції Рівне з 1976 по 2004 рік. Для цього були використані значення середніх за рік температур повітря та річні суми атмосферних опадів. Для зазначених метеорологічних величин були оцінені тренди за трирічними ковзними кривими (рисунок). Виявлені тренди адекватно описують кліматичні коливання, тобто вони показують зростання середніх за рік температур повітря та збільшення сум опадів. Коефіцієнти кореляції, що показують відповідність ковзної кривої емпіричним даним, складають відповідно для температур та опадів $+0,72$ та $+0,58$. Коефіцієнти лінійного тренду, які характеризують швидкість зміни метеорологічних величин за 10 років, відповідно дорівнюють $+0,33$ °C/10 років та $+4,4$ мм/10 років. Відношення тренду до вибіркової мінливості коефіцієнта тренду складає для температури повітря $a / \sigma_a = 1,91$, а для опадів $a / \sigma_a = 1,94$. Це означає, що $a / \sigma_a \leq 2$, тобто нульову гіпотезу про рівність нулю коефіцієнта лінійного тренду відхилити не можна. Таким чином, за існуючими критеріями візуально виділений тренд за оцінкою статистичної значущості своєї наявності не може вважатися виявленим.

Перед нами була поставлена мета визначити можливість застосування непараметричних статистичних критеріїв оцінки однорідності рядів для статистичного обґрунтування значущості наявності трендів, виявлених для конкретних метеорологічних станцій.

Для статистичного обґрунтування значущості виділених трендів застосовували непараметричні статистичні критерії оцінки однорідності рядів. Непараметричними називають критерії, використання яких не вимагає попереднього визначення оцінок невідомих параметрів розподілу і навіть наближеного закону розподілу ознаки. Вони можуть бути застосовані під час аналізу однорідності рядів, які мають переважно асиметричний розподіл [6]. Непараметричні критерії об'єднують у три групи. Критерії першої групи виявляють відмінності в центральній тенденції, але ігнорують відмінності у відхиленнях сукупностей, які порівнюють. Критерії другої групи визначають відмінності у відхиленнях, але залишають без уваги відмінності в центральній тенденції. Критерії третьої групи виявляють відмінності в характері розподілу, але не вказують, у чому саме вони полягають.

У наших дослідженнях використані: для першої групи – критерій Вілкінсона (W) та

критерій Ван дер Вардена (X); для другої групи – модифікація критерію W , яка запропонована Сіджелом і Тьюкі (S -критерій); для третьої групи – серійний критерій (Q) та критерій Колмогорова – Смирнова (λ^2).

Зазначені критерії застосовують, якщо постає завдання про порівняння двох сукупностей за вибірками, які одержані на одному об'єкті, але в різний час. Нульова гіпотеза для критеріїв першої групи формулюється як

$H_0: \mu_\xi = \mu_\eta$, де μ_ξ та μ_η – характеристики центрів розподілу випадкових величин ξ та η відповідно, реалізаціями яких є вибіркові значення X та Y . Альтернативною гіпотезою буде $H_1: \mu_\xi \neq \mu_\eta$. Нульова гіпотеза для критеріїв другої групи формулюється як $H_0: \sigma_{x^2} = \sigma_{y^2}$, де σ_{x^2} та σ_{y^2} – дисперсії (стандартні відхилення) двох вибірок. Альтернативною гіпотезою буде

$H_1: \sigma_{x^2} \neq \sigma_{y^2}$. Нульова гіпотеза для критеріїв третьої групи формулюється як $H_0: F(X) = F(Y)$, де $F(X)$ та $F(Y)$ – накопичені відносні частоти відповідних вибірок X та Y . Альтернативною буде $H_1: F(X) \neq F(Y)$.

Ряд спостережень на метеостанції Рівне, через різке зростання температур повітря у 90-ті роки попереднього століття, був поділений на дві сукупності: з 1976 по 1989 рік та з 1989 по 2002 рік. Результати порівняння сукупностей наведено в таблиці, із якої випливає, що нульова гіпотеза не відхиляється за усіма статистичними критеріями, за винятком одного з найбільш потужного X -критерію. Він свідчить на неоднорідність двох сукупностей, які складають ряд спосте-

Оцінка однорідності рядів середніх за рік температур повітря та річних сум опадів за непараметричними статистичними критеріями для метеостанції Рівне, 1976–2002 рр.

Метеорологічна величина	Критерії по групах				
	перша		дру-га	третя	
	W	X	S	Q	λ^2
Температура повітря	H_0	H_1	H_0	H_0	H_0
Атмосферні опади	H_0	H_1	H_0	H_0	H_0

режень, тобто вказує на статистичну значущість трендів температур повітря та атмосферних опадів.

Таким чином, із викладеного можна зробити висновок про можливість та доцільність застосування непараметричних статистичних критеріїв однорідності рядів для оцінки статистичної значущості наявності локальних трендів, які виявлені за даними спостережень на метеостанціях конкретних регіонів. Можна стверджувати також, що для оцінок регіональних змін клімату в розрізі обґрунтування сукупності заходів щодо адаптації та пом'якшення впливів з'являється можливість застосовувати тренди, одержані за даними спостережень конкретних метеорологічних станцій.

Бібліографія

1. О неопределенности некоторых сценарных климатических прогнозов температуры воздуха и осадков на территории России / [Г.В.Груза, Э.Я.Ранькова, Л.Н.Аристова, Л.К.Клещенко] // Метеорология и гидрология. – 2006. – № 10. – С. 5–23.

2. Четвертый оценочный доклад Межправительственной группы экспертов по изменению климата: вклад Рабочей группы II / Ю.А.Израэль, С.М.Семенов, О.А.Анисимов [и др.] // Метеорология и гидрология. – 2007. – № 9. – С. 5–13.

3. Мелешко В.П. Насколько наблюдаемое потепление климата России согласуется с расчетами по объединенным моделям общей циркуляции океана и атмосферы? / В.П. Мелешко, В.М. Мирвис, В.А. Говоркова // Метеорология и гидрология. – 2007. –

№ 10. – С. 5–19.

4. Сучасні зміни клімату та їх прояви від глобального до регіонального рівнів / М.І.Ромащенко, А.М.Рокочинський, О.І.Галік [та ін.] // Гідромеліорація та гідротехнічне будівництво. – Рівне, 2007. – Вип. 32. – С. 65–79.

5. Оцінка впливу глобального потепління на природно – меліоративний режим зони Західного Полісся України / М.І.Ромащенко, А.М.Рокочинський, О.І.Галік [та ін.] // Вісник національного університету водного господарства та природокористування. – Рівне, 2008. – Вип. 1(41). – С. 148–157.

6. Тюрин Ю.Н. Непараметрические методы статистики / Ю.Н. Тюрин. – М.: Знание, 1978. – 64 с.