

УДК 338. 43: 519. 246. 8

Грицюк П. М.,*кандидат фізико-математичних наук, доцент Національного університету водного господарства та природокористування*

ДО ПИТАННЯ ПРО ВПЛИВ СОНЯЧНОЇ АКТИВНОСТІ НА ДИНАМІКУ ВРОЖАЙНОСТІ ЗЕРНОВИХ КУЛЬТУР

Досліджується циклічність часових рядів сонячної активності і врожайності озимої пшениці у США та кореляційний зв'язок між цими рядами. Отримано висновок про відсутність лінійної кореляції між сонячною активністю та врожайністю озимої пшениці на території США.

Ключові слова: Часовий ряд, тренд, циклічність, гармонічний аналіз, кореляційний аналіз.

Исследуется цикличность временных рядов солнечной активности и урожайности озимой пшеницы в США и корреляционная связь между этими рядами. Получен вывод об отсутствии линейной корреляции между солнечной активностью и урожайностью озимой пшеницы на территории США.

Ключевые слова: Временной ряд, тренд, цикличность, гармонический анализ, корреляционный анализ.

The recurrence of sun activity time series and winter wheat yield time series in the USA and cross-correlation connection between these series is investigated. A conclusion about the absence of linear correlation between sun activity and winter wheat yield on the territory of the USA is got.

Keywords: Time series, trend, recurrence, harmonic analysis, cross-correlation analysis.

Постановка проблеми. Вже більше ста років є популярною гіпотеза про вплив сонячної активності (вираженої за допомогою чисел Вольфа W) на біологічні процеси на Землі і, зокрема, на динаміку врожайності сільськогосподарських культур.

З огляду на сказане тема дослідження є досить актуальною та потребує додаткового детального вивчення.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. Першими з російських економістів, які вивчали динаміку врожайності зернових культур та проблему циклів врожайності, були В. Г. Михайловський [1] та М. І. Семенов [2]. В. Г. Михайловський зіставив складений ним ряд урожаїв жита в Європейській Росії за 1801-1915 роки з показниками W що дозволило колегії ЦСУ в протоколі від 23. 05. 1921 р. записати наступне: "Теорію залежності врожаю і неврожаю від сонячних плям спостереження В. Г. Михайловського

не підтвердили” [1]. М. І. Семенов вирівняв криву урожаїв жита, складену Михайловським, по параболі 2 порядку, розбивши весь період (1801-1915) на п’ять таких ділянок, щоб на кожную припадало по два максимуми і по два мінімуми сонячних плям. На кожному з цих інтервалів була побудована парабола 5-го порядку (метод МНК), яка мінімізувала суму квадратів відхилень фактичних врожаїв від модельного рівня. Змодельовані таким чином мінімуми врожаїв припали на роки, які є дуже близькими до років з мінімальним значенням сонячної активності. Є. Є. Слуцький аналізуючи роботу М. І. Семенова вказує, що знайдена останнім відповідність між врожаєм і сонячними плямами швидше за все не є чисто випадковим збігом [3].

Починаючи з 70-х років ХХ століття глибокі дослідження динаміки врожайності зернових культур ведуться дослідниками Воронезького аграрного університету. А. Н. Михайловим [4], а потім Л. С. Власовою [5] проведені спеціальні дослідження по перевірці гіпотези про взаємозв’язок чисел Вольфа (сонячної активності) і врожайності зернових культур за матеріалами врожаїв України, Росії (СРСР), Канади, США, Австралії. Обробці піддавались статистичні дані за рівнянням виду $y = a + b$, де в якості змінної y прийняті не абсолютні рівні, а ланцюгові індекси врожайності зернових, а в якості змінної t – ланцюгові індекси чисел Вольфа. Перевага переходу до ланцюгових індексів полягає у тому, що вдається позбутися автокореляцій у часових рядах. Результатом досліджень став висновок про відсутність помітного зв’язку між урожаєм і сонячною активністю в основних зерновиробляючих районах земної кулі як в даному році, так і між сонячною активністю даного року і врожайністю зернових наступного року. Такі висновки можна пояснити тим, що до моменту дії космічних чинників атмосфера знаходиться вже в деякому певному стані. Взаємодія початкового стану атмосфери і космічних чинників дає деякий загальний результат, який і впливає на хід процесів, що відбуваються на Землі. При цьому слід мати на увазі, що космічні явища розгортаються одночасно для всієї земної кулі, але проявляються в різних місцевостях по-різному.

Незважаючи на достатню вивченість проблеми, у ній залишаються деякі недосліджені аспекти. По-перше: детальний аналіз циклічності обох процесів у взаємному зіставленні. По-друге: аналіз автокореляції в обох рядах та способи її усунення. Третє питання: як впливає тривалість спостережень на кореляцію сонячної активності та врожайності? Вирішенню цих проблем присвячена ця робота. Методами досліджень є гармонічний аналіз та кореляційний аналіз із застосуванням ковзного вікна. Основою досліджень виступає ряд врожайності озимої пшениці у США за період 1866-2005 роки, який є набагато довшим від ряду, дослідженого А. Н. Михайловим і Л. С. Власовою (1900-1972 роки).

Мета і завдання дослідження. Мета дослідження полягає у вивченні циклічності часових рядів сонячної активності і врожайності озимої пшениці у США та кореляційного зв’язку між цими рядами.

Виклад основного матеріалу. Поки що невирішеним залишається питання про характер спостережуваної динаміки сонячної активності. Перший варіант – детермінована поведінка в рамках нелінійної (хаотичної) динаміки. Другий варіант – стохастична поведінка згідно з моделями теорії випадкових процесів. Недавні дослідження автора, проведені в рамках нелінійних динамічних систем [6], дають деякі докази наявності низькорозмірної хаотичної динаміки у системі сонячної активності. Не піддається сумніву вплив сонячної активності на систематичні зміни погоди і клімату. Однак цей вплив ускладнюється проміжною реакцією атмосфери Землі. Завдяки цьому його прояви можуть бути різними для різних ділянок земної суші. Проведемо аналіз динаміки місячних значень сонячної активності, вираженої через ряд чисел Вольфа за період 1750-2006 роки. Цей ряд містить 3084 числа (257 років \times 12 місяців), які є місячними значеннями сонячної активності.

Дослідження трендової компоненти показали наявність слабого лінійного зростаючого тренду. Оскільки його вклад у динаміку процесу є набагато меншим від впливу циклічних компонент, у подальшому трендова компонента ігнорується. Візуальний аналіз графіка сонячної активності (рис. 1) дає підстави говорити про її циклічність, що є ознакою прихованої динаміки процесу. У випадку сонячної активності загальноновизнаним є 11-річний цикл. Для більш глибоких досліджень ефекту циклічності необхідно застосувати метод гармонічного аналізу [6]. Приймавши гіпотезу про гармонічний характер циклів, для моделювання динаміки сонячної активності можна використати феноменологічну полігармонічну модель [6-7]. В основі моделі лежить припущення про те, що функція сонячної активності є сумою декількох гармонік і випадкового чинника (шуму). Детермінована частина полігармонічної моделі має вигляд

$$x_i^* = a_0 + \sum_{i=1}^m [a_i \cos(\omega_i t) + b_i \sin(\omega_i t)]. \quad (1)$$

Тут x_i^* – модельні значення сонячної активності, a_i , b_i – амплітуди i -тої гармоніки, $\omega_i = 2\pi/T_i$ – циклічна частота, T_i – період гармоніки, t – поточний час, m – кількість значущих гармонік. Комбінований метод найменших квадратів та повного перебору періодів [6] дозволяє послідовно виділити цикли, які є найбільш характерними для даної динамічної системи (гармоніки з найбільшими амплітудами). Значення параметрів i -ої гармоніки ($i = 1, 2, 3, \dots$) послідовно визначалися з умови мінімуму функціоналу похибки моделі

$$\Psi_i = \sum_{t=0}^{T_{\max}} (x_t - a_0 - a_i \cos(\omega_i t) - b_i \sin(\omega_i t))^2 \rightarrow \min \quad (2)$$

Параметр a_0 є лише у першій гармоніці і відповідає середньому значенню сонячної активності. Для виявлення значущих гармонік необхідно виконати гармонічний аналіз ряду сонячної активності. Результати гар-

монічного аналізу наведені у табл. 1 показують, що основними є перші чотири гармоніки, яким відповідають періоди 10-11 років та 104 роки.

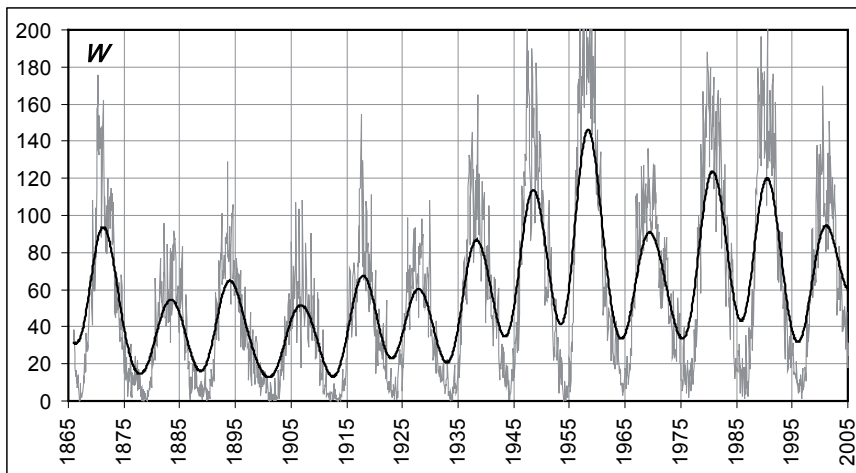


Рис. 1. Динаміка сонячної активності, виражена через числа Вольфа W. Жирна лінія відповідає ряду, згладженому методом дискретного перетворення Фур'є [6]

Таблиця 1
Гармонічний аналіз ряду середньомісячних значень сонячної активності

	Період (роки)	Амплітуда
1-а гармоніка	11. 0	29. 11
2-а гармоніка	10. 0	24. 59
3-а гармоніка	10. 6	18. 39
4-а гармоніка	103. 8	15. 54
5-а гармоніка	11. 8	15. 46

Ряд врожайності озимої пшениці у США (1866-2005 роки) є одним з найдовших відомих рядів врожайності (рис. 2). Середня врожайність залишається майже незмінною впродовж перших років спостережень. Проте, починаючи з 40-х років ХХ століття, завдяки прогресу аграрних технологій спостерігається різкий ріст врожайності. Цей ріст дещо сповільнився лише в останні роки, що можна пояснити тим, що сучасні технології підійшли до межі максимальної родючості. Тренд врожайності складається з двох лінійних ділянок. Для дослідження ефектів циклічності та кореляції необхідно вилучити тренд. Отриманий ряд залишків і буде основним об'єктом дослі-

дженъ. Його візуальний аналіз (рис. 3) не дає підстав однозначно стверджувати про циклічність врожайності, хоча деякі коливання спостерігаються. Для більш глибокого дослідження ефекту циклічності застосуємо метод гармонічного аналізу. Результати гармонічного аналізу ряду залишків врожайності озимієї пшениці наведені у табл. 2. Основними є перші чотири гармоніки, яким відповідають періоди 69 років, 14 років, 13 років та 6 років. Як бачимо, періоди циклів врожайності не збігаються з відповідними періодами циклів сонячної активності. Це є одним з аргументів проти гіпотези про вплив сонячної активності на динаміку врожайності.

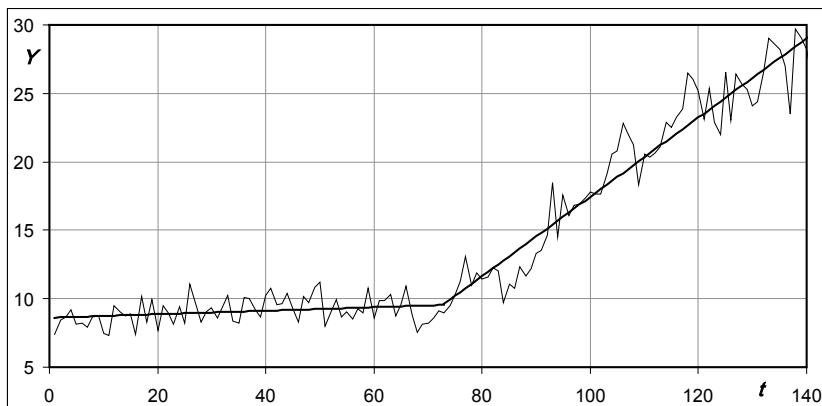


Рис. 2. Динаміка врожайності озимієї пшениці (ц/га) у США (1866-2005 роки)

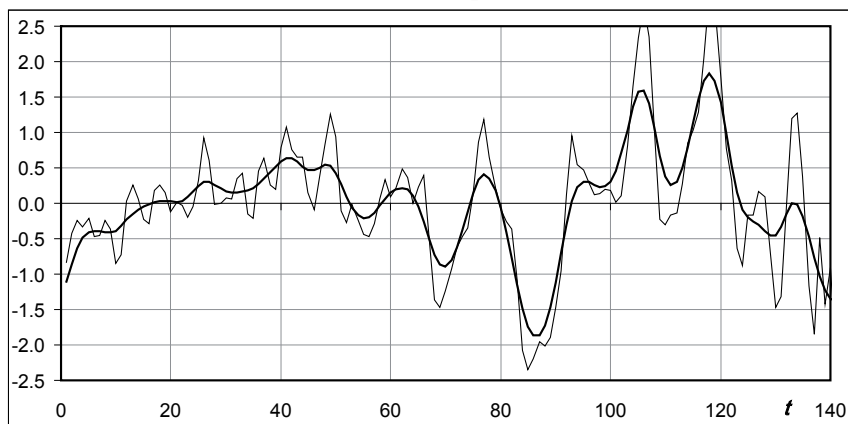
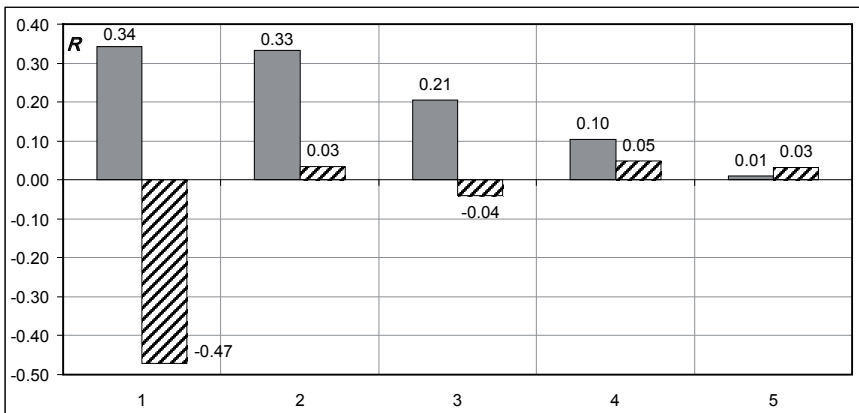


Рис. 3. Ряд залишків врожайності озимієї пшениці та його згладжений варіант (жирна лінія)

Таблиця 2
Гармонічний аналіз ряду залишків врожайності озимої пшениці (США,
1866-2005 роки)

	Період (роки)	Амплітуда
1-а гармоніка	69. 4	0. 707
2-а гармоніка	14. 2	0. 563
3-а гармоніка	13. 1	0. 447
4-а гармоніка	5. 7	0. 443
5-а гармоніка	48. 1	0. 375

Кореляційний аналіз дозволяє виявити лінійний стохастичний зв'язок між двома спостережуваними чинниками. Виконуючи кореляційний аналіз необхідно дотримуватися деяких правил. По-перше, повинна бути відсутньою автокореляція всередині кожного з досліджуваних рядів. Дослідження ряду врожайності озимої пшениці показали дуже сильну і далекодіючу автокореляцію. Для послаблення ефекту автокореляції необхідно здійснити перехід до ряду залишків (з ряду врожайності вилучений тренд) або ж до ряду ланцюгових індексів $y_i = x_i + 1/x_i$. Цей прийом помітно зменшує автокореляційні залежності (рис. 4). Що стосується ряду сонячної активності, то циклічність автокореляційної функції цього ряду (період 11 років) не зникає навіть після переходу до ряду ланцюгових індексів.



**Рис 4. Автокореляції ряду врожайності озимої пшениці:
сірі стовпці – ряд залишків врожайності; штриховані стовпці –
ряд ланцюгових індексів**

По-друге, кількість спостережень повинна бути достатньою для забезпечення статистичної значущості коефіцієнта кореляції. Значущість

лінійного коефіцієнта кореляції r визначається порівнянням фактичного значення t -критерію Стьюдента з його табличним значенням при $df=n-2$ ступенях свободи (n – кількість спостережень) та при певному рівні значущості (стандартний варіант $\alpha = 0,05$) [8].

$$t_r = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \cdot \sqrt{n-2} \quad (3)$$

Відзначимо ще деякі особливості методики досліджень. У розрахунку кореляції використовується та частина ряду сонячної активності, яка відповідає періоду 1866-2005 роки. Як було зауважено вище ряд сонячної активності будується таким чином, що річні значення активності є сумами місячних значень чисел Вольфа за відповідний вегетаційний період. Тобто, врожайності за 1866 рік відповідає сума місячних значень чисел Вольфа починаючи з вересня 1865 року і закінчуючи червнем 1866 року і т. п.

Однією із задач досліджень було вивчення залежності кореляції від періоду спостережень. Ця задача розв'язується методом ковзного вікна. Вибравши певну ширину вікна L виберемо початкові ділянки обох рядів довжиною L та розрахуємо відповідний коефіцієнт кореляції r_L . Потім пересунемо вікно спостережень, розглядаючи ділянки від другого елемента ряду до елемента з номером $L + 1$, і розрахуємо r_2 . Продовжуємо пересування доти, поки не досягнемо кінця рядів. Після цього усереднимо отримані значення коефіцієнта кореляції ($N-L$ – довжина спостережуваного ряду)

$$r_L = \frac{1}{N-L+1} \sum_{i=1}^{N-L+1} r_i \quad (4)$$

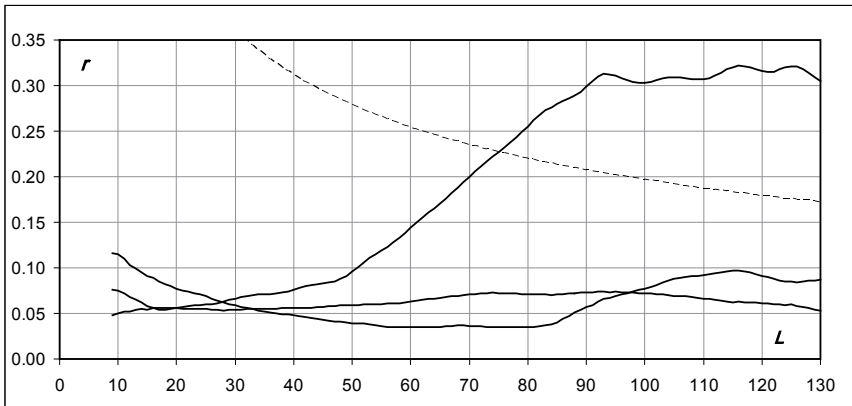
Описаний вище алгоритм повторюється для всіх значень ширини вікна L з проміжку $10 \leq L \leq N - 10$. Результати досліджень представлені на рис. 5. Лінія 1 показує кореляцію початкових рядів. При великій ширині кореляційного вікна отримуємо статистично значущу величину кореляції. Однак цей результат є наслідком кореляції трендів (зростання обох рядів), які мають різні причини, та внутрішніх автокореляцій. Тому немає підстав твердити про істинну кореляцію між врожайністю та сонячною активністю. Лінія 2 ілюструє кореляцію ряду залишків врожайності і ряду сонячної активності. Лінія 3 демонструє кореляцію між сонячною активністю та ланцюговими індексами врожайності. Лінія 4 описує рівень значущості лінійного коефіцієнта кореляції. Оскільки лінія 2 та лінія 3 проходять набагато нижче від рівня значущості коефіцієнта кореляції (лінія 4), можна стверджувати про відсутність лінійної кореляції між сонячною активністю та врожайністю озимої пшениці на території США.

Висновки. 1. Гармонічний аналіз підтвердив сильну циклічність ряду сонячної активності і дещо слабшу циклічність ряду врожайності озимої пшениці. Періоди циклів обох рядів не збігаються.

2. Обидва ряди містять значні автокореляції. Після переходу до ряду залишків (або до ряду ланцюгових індексів) автокореляцію ряду врожайності вдається усунути.

3. Кореляційний аналіз приводить до висновку про відсутність доказів впливу сонячної активності на врожайність озимої пшениці на території США.

Аналогічні дослідження були проведені автором для більш коротких рядів: ряду врожайності зернових на території Росії (1900-2006 роки) та ряду врожайності озимої пшениці на території України (1955-2006 роки). Були отримані схожі висновки про відсутність лінійного кореляційного зв'язку між сонячною активністю та врожайністю.



**Рис. 5. Залежність усередненого коефіцієнта кореляції “врожайність” – “сонячна активність” від ширини кореляційного вікна.
Лінія 4 – рівень значущості коефіцієнта кореляції.**

Література:

1. Михайловский В. Г. Урожаи в России. 1801-1914 гг. – Бюллетень ЦСУ РСФСР, 1921. – № 50.
2. Семенов М. И. К вопросу о закономерности колебаний урожаев // Вестник статистики. – 1922. – Кн. XI. – С. 57.
3. Слущкий Е. Е. Статистический эксперимент как метод исследования // Журнал геофизики. – 1935. – Т. 5. – Вып. 1. – С. 18-38.
4. Михайлов А. Н. Прогноз колебаний урожаев зерновых культур по методу “ЗОНТ”: Автореф. дис. на соискание ученой степени канд. эконом. наук. – Воронеж: ВГАУ, 1993. – 160 с.
5. Власова Л. С. Прикладной потенциал прогнозов урожая. – Воронеж: ВГАУ. – 2000. – 137 с.
6. Грицюк П. М. Комплексний аналіз динаміки сонячної активності // Искусственный интеллект. – 2008. – №1. – С. 85-91.
7. Грицюк П. М. Аналіз, моделювання та прогнозування динаміки врожайності озимої пшениці в розрізі областей України. Монографія. – Рівне: НУВГП, 2010. – 350 с.
8. Эконометрика: учеб. / Под ред. И. И. Елисеевой. – М.: Финансы и статистика, 2005. – 576 с.