

$$\begin{cases} \frac{\alpha\beta + b\varphi}{\varphi + \beta} = \bar{x}_b \\ \frac{\alpha\beta(b-a)^2}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)} = \sigma_b^2 \end{cases} \quad (19)$$

Besides, accepting, on the empirical data, the type of the curved line of the beta-distribution density and giving different values of the parameters α і β (picture.1), it is possible to determine the quantity of the distribution constant with the formula (16) and check the relevance of the empirical distribution to the theoretical assumption with the help of the known criteria of mathematical statistics.

Thus, in studying the distribution of technical and economic parameters of the modern technologies being studied it is possible to study the beta-distribution with the probability density determined by the dependence (15), where a - the minimal evaluation of the parameter, and b - the maximum evaluation of the parameter.

CONCLUSIONS

1. The beta-distribution (the Dirichlet distribution) can be accepted as the typical distribution in studying technical and economic parameters of modern technologies in time in automotive road construction and repair, which allows to receive the probability density function of the parameter being studied with the absence of a meaningful mass of initial data and to objectively determine its evaluations.

2. Determining specific statistic characteristics of the distribution being studied can be conducted on the basis of the estimation stated in the article, and also with the help of the analysis of the empirical data distribution form and the further analysis with the help of the statistic criteria of the empirical and theoretical distributions relevance.

3. The considered research method expands the possibilities of the application of the probability methods of the evaluation of technical and economic processes and indicators, which leads to the increase of the objectiveness and substantiation of the received results.

LITERATURE

1. Hovanov N., Kornikov V., Seregin I. Multicriteria estimation under uncertainty // Proceedings of the International Conference Signals, Data, Systems. Heiderabad (India). December 12-14, 1994. Vol. 1. Heiderabad: AMSE Press, 1994. P. 83–91
2. Годенко Д.И. Статистические методы в экономических системах. – М. “Статистика“, 1970 – С.320
3. Мізіна О.В. Прогнозування техніко-економічних параметрів на основі бета – розподілу. Научные труды ДонНТУ. 2004. – Выпуск 87- С.125 – 134
4. Грушко И.М., Сиденко В.М. Основы научных исследований. 3-е изд. – Харьков: Вища школа. Изд-во при Харьк.ун-те, 1983. - 224с.
5. Ковалев Д., Плетникова И. Количественная оценка уровня экономической безопасности предприятия // Экономика Украины. 2001. - №4 – С.35-40

УДК 556.16.45

Петрович В.В., канд., техн., наук, Артеменко В.А.

До оцінки синхронності коливань річного стоку річок

Анотація. Досліджені загальні тенденції у поведінці часових рядів середньорічних витрат води річок на достатньо значних інтервалах часу.

Ключові слова: гідрологічні часові ряди, аналіз коливань річного стоку.

Аннотация. Исследованы общие тенденции в поведении временных рядов среднегодовых расходов воды рек на достаточно крупных интервалах времени.

Ключевые слова: гидрологические временные ряды, анализ колебаний годового стока.

Annotation. Investigated general trends in the behavior of the time series of average annual water flow of rivers to sufficiently large time intervals.

Keywords: hydrological time series analysis of fluctuations in annual runoff.

Гідрологічні часові ряди, як правило, мають короткий період спостережень, характеризуються значними похибками вимірювань та наявністю пропусків, у зв'язку з чим виникають певні труднощі при їх прогнозуванні. Тому при недостатній гідрологічній характеристиці об'єкта прогнозування досить часто використовують дані по річках-аналогах [1-3], що вимагає сумісного аналізу поведінки часових рядів гідрологічного режиму річок та оцінки їх синхронності. З цією метою широко використовують статичні підходи для оцінки синхронності коливань річного стоку, оскільки річний сток характеризується значною мінливістю розподілу як за часом, так і у просторі [4-6].

Метою даного дослідження є спроба показати загальні тенденції у поведінці часових рядів середньорічних витрат води річок на достатньо значних інтервалах часу. Були використані спеціальні методи обробки часових гідрологічних рядів та способи оцінки когерентності витрат води.

Це дозволить одержати більш повну та наочну картину синхронності коливань річного стоку.

У даному дослідженні ми припускали, якщо, наприклад, середньорічні витрати води можуть бути індивідуальними для кожної річки (як, відповідно, і витрати на менших часових інтервалах), то на достатньо значних інтервалах часу (десятиріччя або більше) вже можлива більша «усереднена» узгодженість у поведінці окремих річок внаслідок схожості цілого ряду зовнішніх факторів.

Далі розглянемо оцінку схожості поведінки гідрологічних рядів саме на значних інтервалах часу.

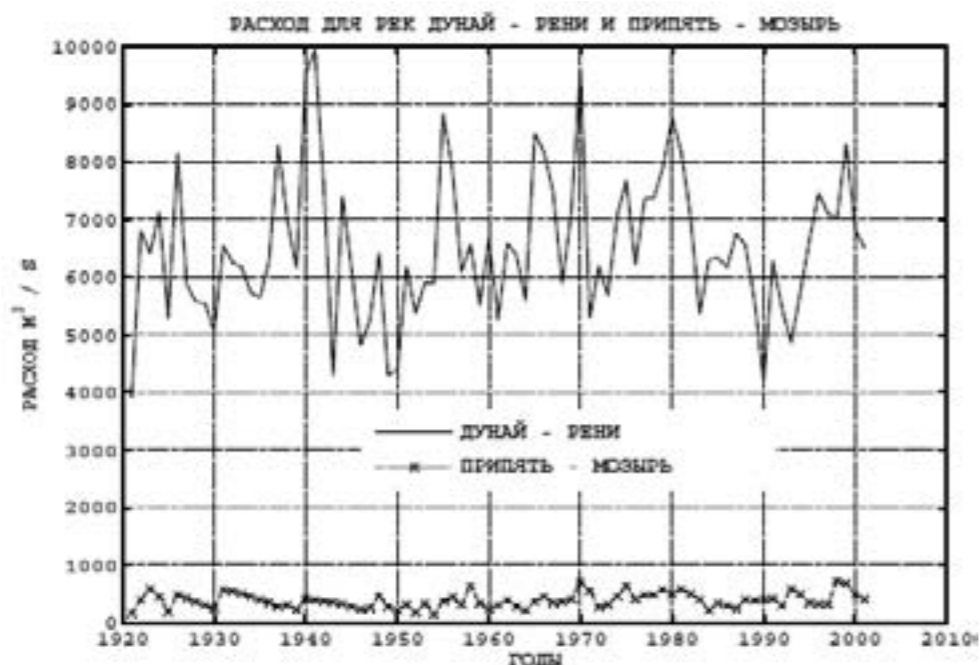
Слід зазначити, що аналіз коливань річного стоку традиційно виконується за даними по великих річках, стік яких формується в декількох географічних зонах. У цьому зв'язку у якості приклада проаналізуємо поведінку гідрологічних рядів середньорічних витрат води р. Дунай (п.Рені) та р. Прип'ять (п. Мозирь) за період з 1921 по 2001р. (рядів довжиною 81 значення).

Дані по витратам води наведені в [7].

Ці часові ряди мають відповідні характеристики, що відрізняються приблизно на порядок, тобто на першому етапі досліджень стверджувати, що це прямі аналоги.

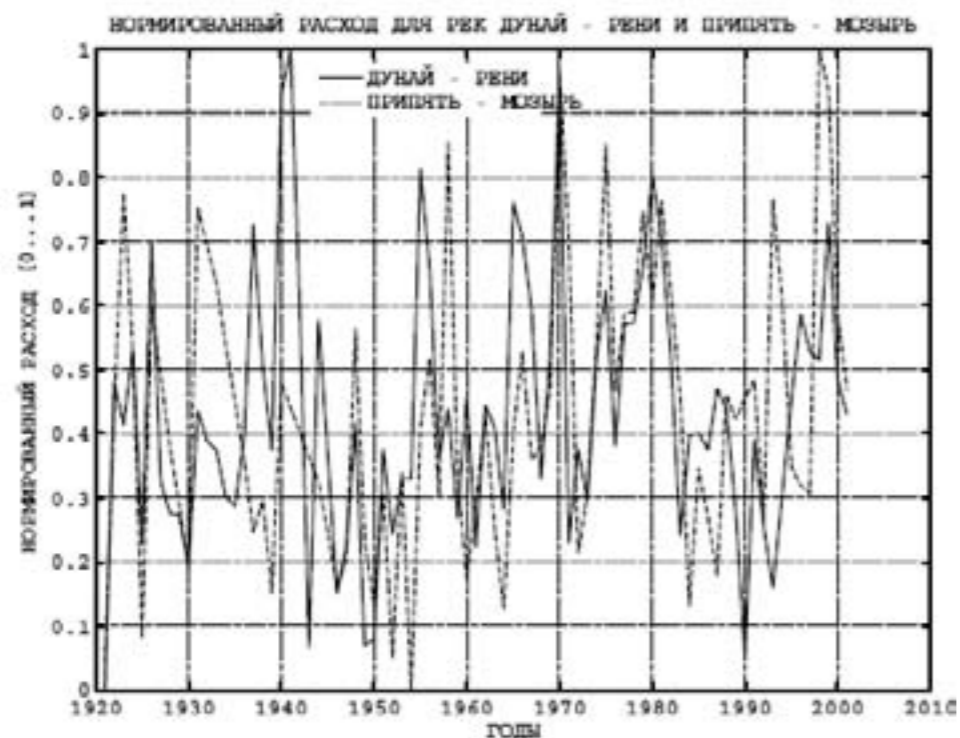
На рис.1 наведені графіки витрат води обох річок. Як видно суттєві відмінності у величинах витрат значно утруднюють сумісний аналіз поведінки цих рядів.

Зважаючи на це, попередньо про нормуємо кожний ряд, що досліджується, у відповідний ряд, значення якого будуть у межах [0;1].



Вже попередній аналіз графіків витрат води на рис.2 свідчать про те, що незважаючи на конкретну індивідуальну поведінку кожного ряду, існує така певна узгодженість у поведінці обох рядів.

Як відомо, найбільш простий спосіб оцінити «усереднену» поведінку рядів на певному часовому інтервалі, наприклад, за 10 років,- це зробити відповідне усереднення по 10 точкам.



У даному випадку це означає, що по ряду довжиною 81 значення аналізуємо ряд довжиною 8 значень, або точок (останню точку ряду можна виключити).

При такому підході на часовому інтервалі усереднення у 20 років будемо вже аналізувати ряд довжиною тільки 4 значення, і т.п.

Таким чином, існує істотний недолік такого підходу при дослідженні, пов'язаний перш за все із скороченням числа значень (точок) у відповідних рядах при зростанні «часу усереднення».

У цьому ряді одержуємо істотні переваги, наприклад можливість наочно спостерігати трансформацію ряду. Слід зазначити, що не слід обмежувати лише певним методом при порівнянні поведінки рядів на різних часових масштабах усереднення, оскільки при цьому можуть у значній мірі домінувати особливості конкретного методу, що не дозволить зробити адекватні у повній мірі висновки щодо результатів проведеного дослідження. Тому у даній роботі були використані три різних метода «усереднення за часом». Але незважаючи

на те, що ці методи різні, всі вони можуть бути розглянуті з позиції роботи фільтрів, тому що всі вони у даному разі виступають як «фільтрові» методи.

Фур'є-фільтрація. Скористатися методом Фур'є аналіза, що одержав широке застосування при дослідженні часових рядів [8].

Застосування Фур'є-фільтрації вихідних рядів, а саме використання фільтру низких частот (ФНЧ), що усуває частоти вищі, може бути розглянуто також і з точки зору «усереднення» часового ряду за певних часових інтервалів.

«Час усереднення» при такому підході можна знайти, знаючи довжину ряду, шаг за часом, а також номер найвищих $\cos(\)$ та $\sin(\)$ – гармонік, які ще пропускаються цим ФНЧ.

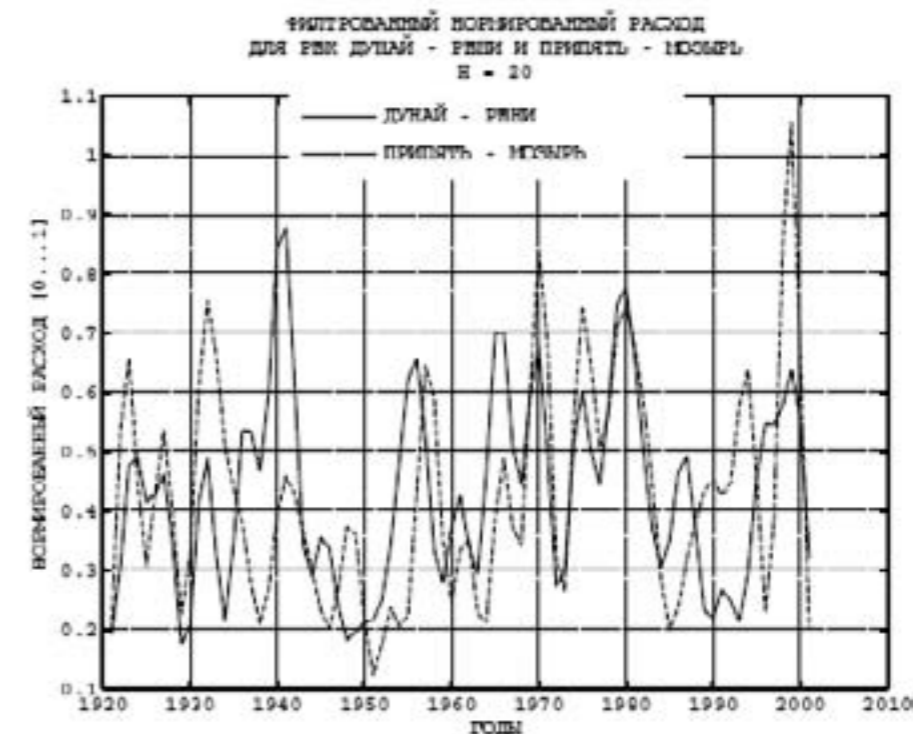
Оскільки фільтрування ФНЧ включає у себе відповідно дві процедури (пряма та зворотне перетворення Фур'є), спочатку виконується пряме перетворення, де ряд вихідний – це ряд $\cos(\)$ та $\sin(\)$ – коефіцієнтів.

При цьому максимальне число коефіцієнтів залежить від довжини ряду та визначається як ціла частка із округленням «вниз» від значення $\frac{1}{2}$ довжини вихідного ряду.

Далі всі $\cos(\)$ та $\sin(\)$ – коефіцієнти, номери яких вище граничних, вважаються рівними нулю.

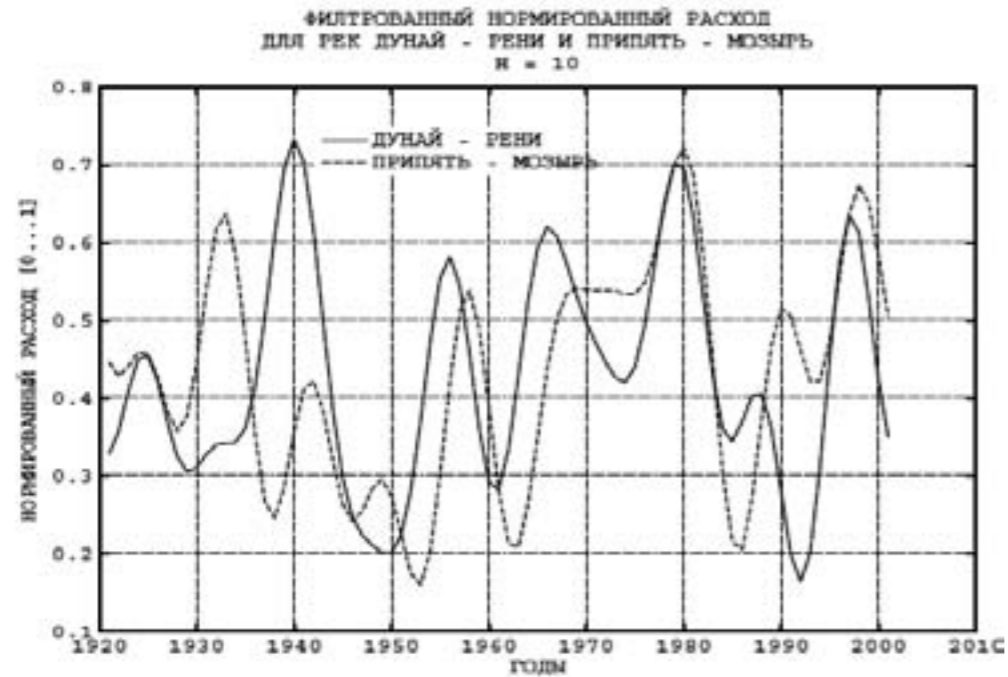
При зворотньому перетворенні Фур'є із $\cos(\)$ та $\sin(\)$ – коефіцієнтів знову формується ряд, який і буде фільтрованим вихідним рядом.

Ще раз зазначимо, що у даній роботі ми оперуємо виключно із нормованими у діапазоні [0;1] рядами.

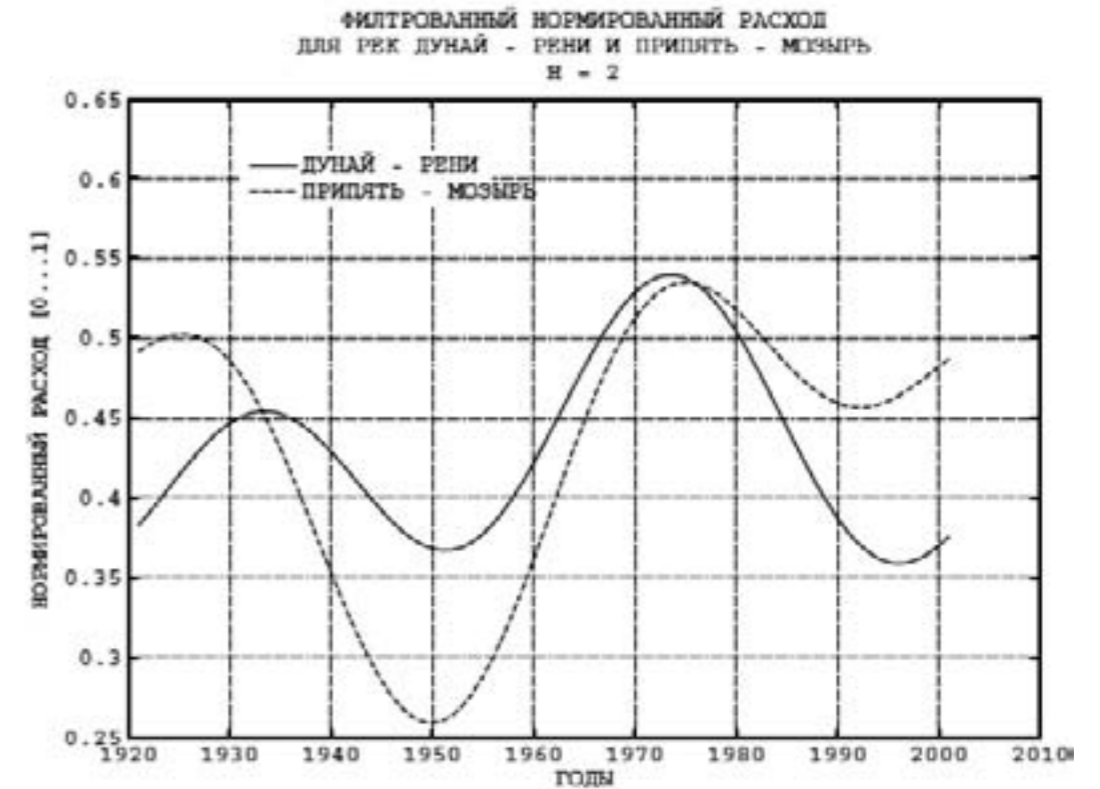


На рис. 3 наведені Фур'є – фільтровані після нормування ряди середньорічних витрат води р. Дунай (пункт Рені) та р. Прип'ять (пункт Мозирь) при параметрі фільтра $N=20$. У даному разі позначення $N=20$ (тут і далі N - ціле число) означає, що всі $\cos(\)$ та $\sin(\)$ коефіцієнти, номери яких більше 20 (21; 22; 23 ... і т.д.), дорівнюють нулю.

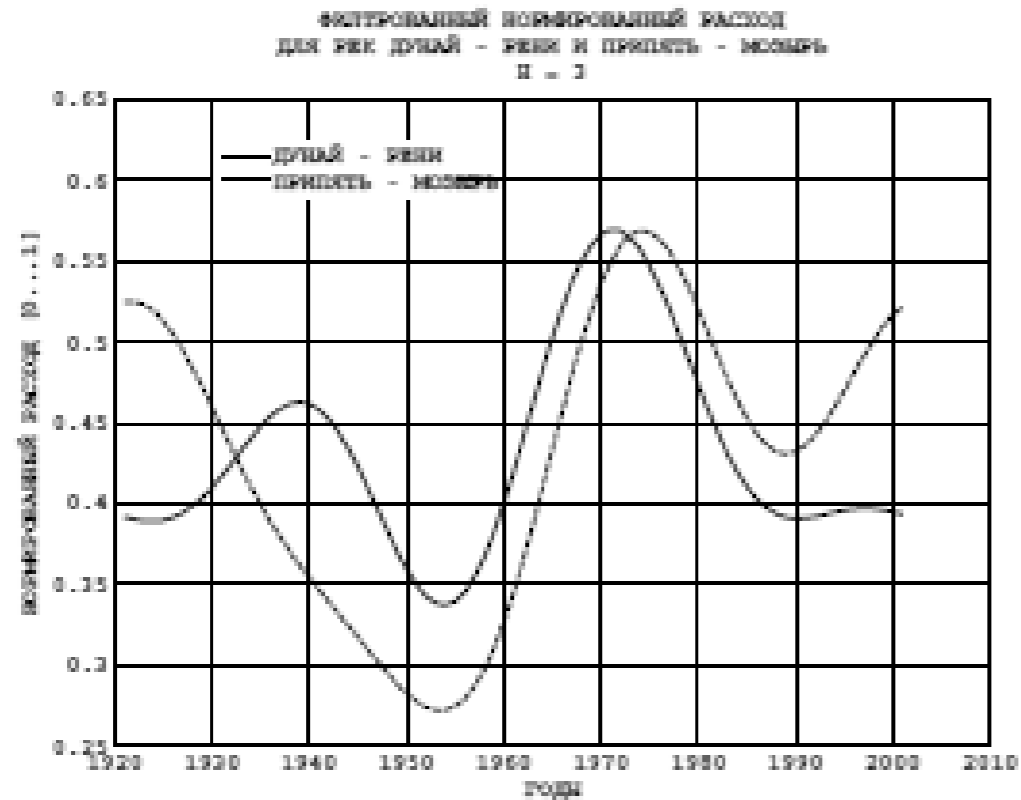
Як видно, застосування навіть слабкої Фур'є-фільтрації дуже полегшує порівняння рядів при виявленні схожості їх сумісної поведінки.



На рис. 4 наведений результат більш сильної фільтрації ($N=10$) гідрологічних рядів цих річок. Далі, при подальшому підвищенні ступеня фільтрації ($N=3$) вже досить виразно спостерігається певна спільність у поведінці обох рядів (див. рис. 5).

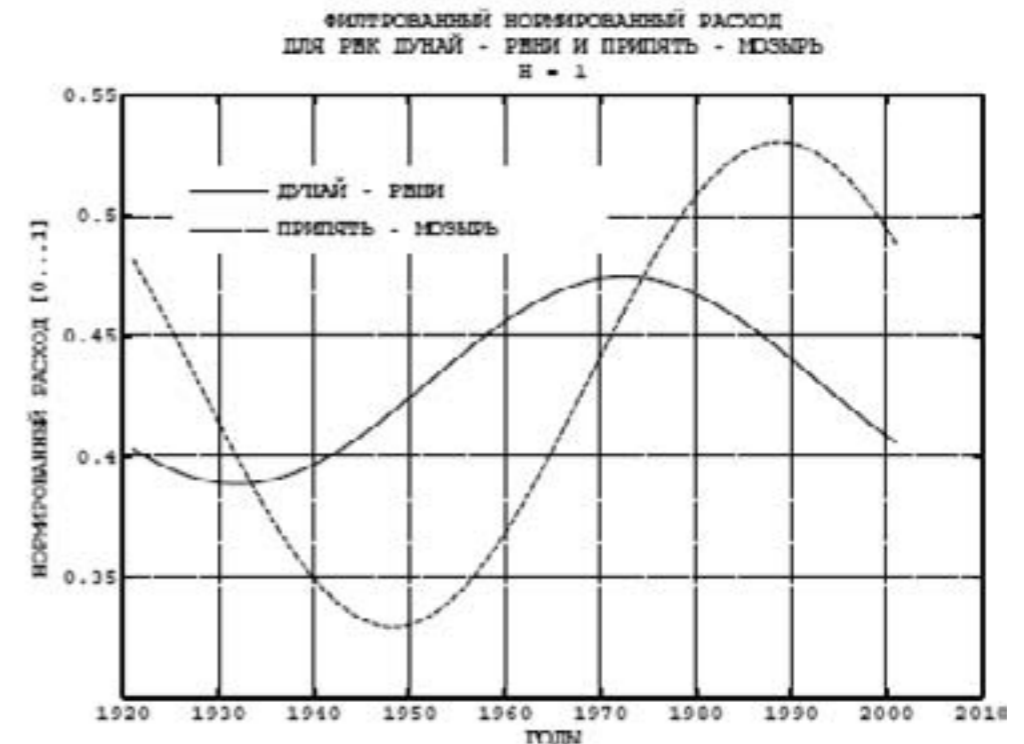


На рис.6 наведений результат дуже сильної фільтрації рядів при значенні $N=2$. У цьому випадку спостерігається спільність поведінки рядів на досить значному інтервалі часу. Одна зазначимо, що надлишкова фільтрація вже шкідлива (приводить до значення синхронності).



Таким чином, підвищення ступеня фільтрації у даному разі буде еквівалентно усередненню поведінки ряду за все більшими та більшими інтервалами часу.

Тобто при Фур'є-фільтрації параметр N у даному разі пов'язаний із глибиною фільтрації наступним чином: чим більше величина N , тим вихідний ряд зазнає меншої фільтрації (тобто розглядається усереднена поведінка ряду при невеликих значеннях часу «усереднення»), і навпаки, чим менша буде величина N , тим вихідний ряд буде зазнавати більшої фільтрації (буде розглядатися усереднена поведінка ряду при значних проміжних часу «усереднення»).



Так на рис.7 наведені результати розрахунків, що одержані при граничному значенні величини N (залишимо по одній $\cos()$ та $\sin()$ – гармоніці та постійну складову).

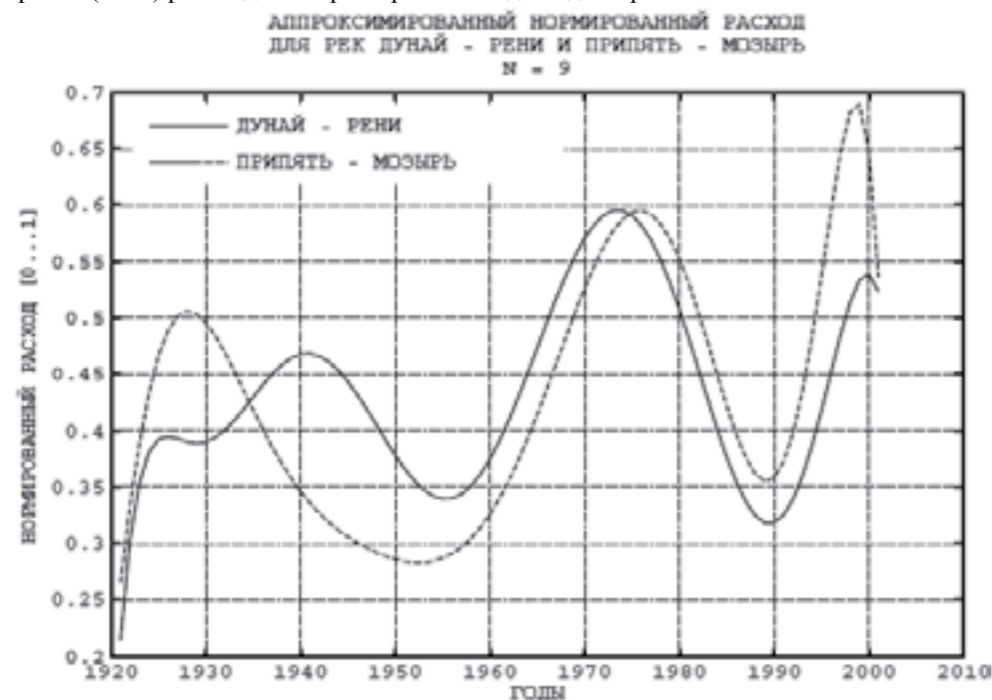
У цьому випадку вже неможливо оцінювати ефект синхронності (усереднення на значних інтервалах часу), а даний графік слід розглядати скоріше із позицій фазових співвідношень у поведінці цих рядів.

Метод поліноміальної апроксимації. Як відомо, Фур'є-фільтрація може бути також розглянута із позиції апроксимації вихідного ряду $\cos()$ або $\sin()$ – рядом.

Зважаючи на це, застосуємо при дослідженні також інший метод апроксимації вихідних нормованих рядів, наприклад, відомий метод поліноміальної апроксимації.

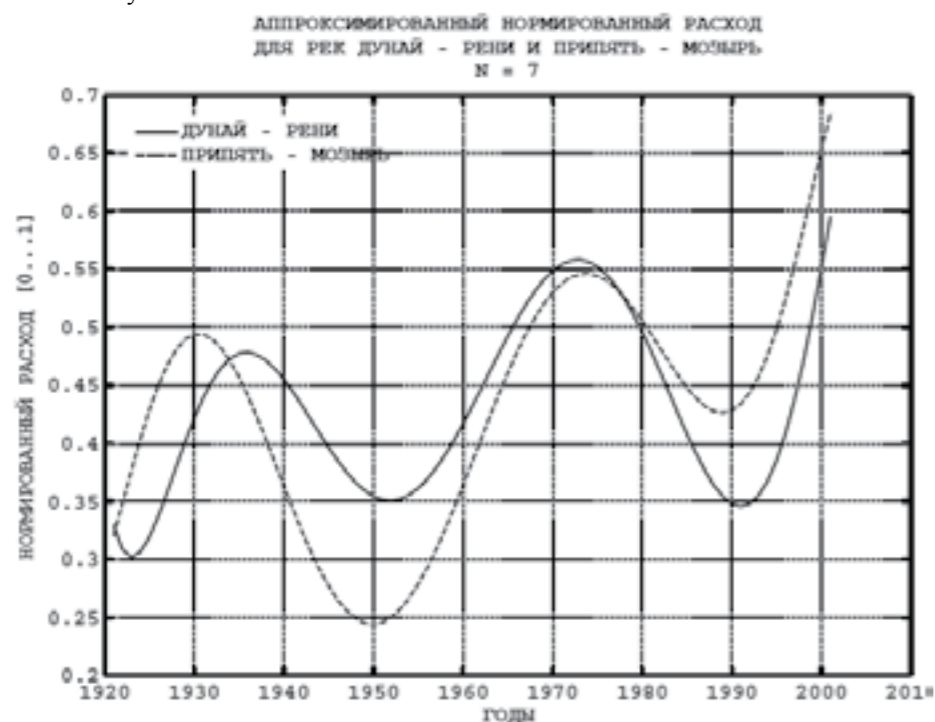
При такій постановці задача апроксимації звичайно розв'язується за допомогою метода найменших квадратів (МНК).

Також враховувати проблеми, що виникають при використанні при апроксимації вихідних рядів поліномів високих ступенів. Тому при дослідженні були застосовані методи, що базуються на використанні сингулярного (SVD) розкладення при вирішенні відповідних рівнянь.



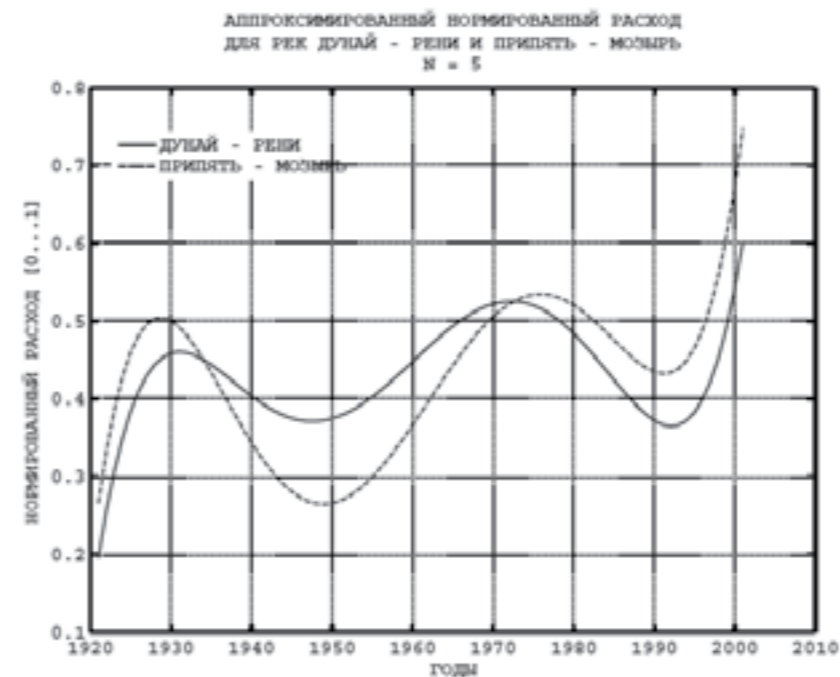
На рис.8 наведений результат наближення вихідних нормованих рядів МНК. Був використаний поліном 9-го ступеня (N=9). Із деяких позицій таке наближення еквівалентне Фур'є-фільтрації фільтром N=3 (див. рис. 5).

Аналізуючи рис.8, можна стверджувати, що поведінка рядів за період 1940...1990 роки у достатній мірі схожа. Далі будемо збільшувати часовий інтервал, на якому розглядається «усереднена поведінка» даних рядів, поступово зменшуючи значення величини N.

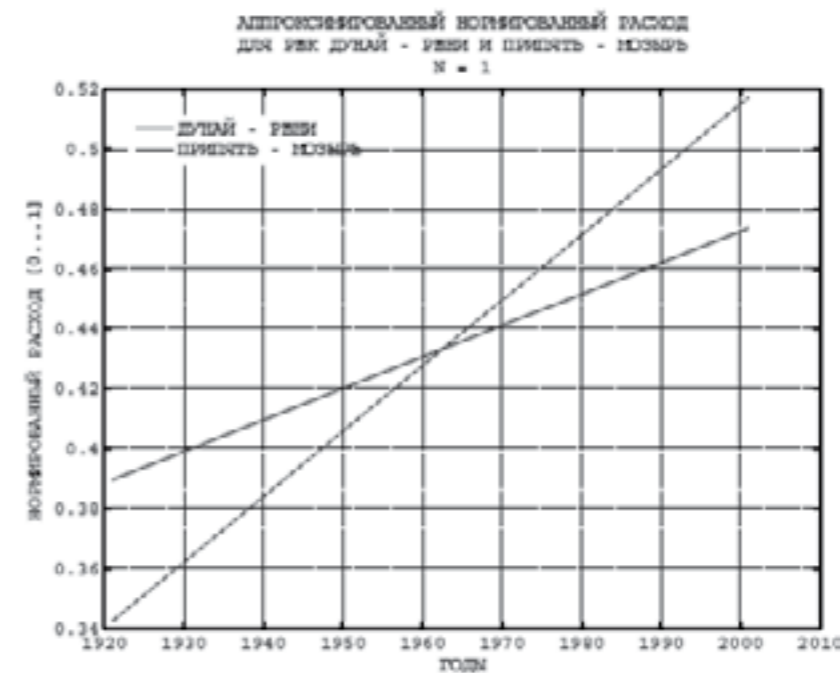


На рис.9 при значенні N=7 вже більш чітко спостерігається схожість у поведінці рядів.

Подальше зменшення величини N до зволяє оцінювати сумісну поведінку рядів на все більшому та більшому часовому інтервалі (див. рис.10).



Зрозуміло, що зменшення величини N до граничних значень призводить до такого ж результату, як і для величини Фур'є-фільтрації – ефект синхронності не проявляється (зникає).



Так, на рис.11 наведений граничний випадок (N=1). Можливо тільки стверджувати, що нормовані витрати води для обох річок на всьому часовому інтервалі постійно зростають.

Застосування дискретного лінійного фільтра. Далі розглянемо результати, що одержані при застосуванні дискретного лінійного фільтра, який перетворює часовий нормований ряд у ряд фільтрований.

Фільтр виду:

$$SS(J) = \frac{S(J-2) + S(J-1) + S(J+1) + S(J+2)}{4}$$

також зберігає довжину вихідного ряду після фільтрування, не змінюючи (не фільтруючи) при цьому перші дві та останні дві точки вихідного ряду.

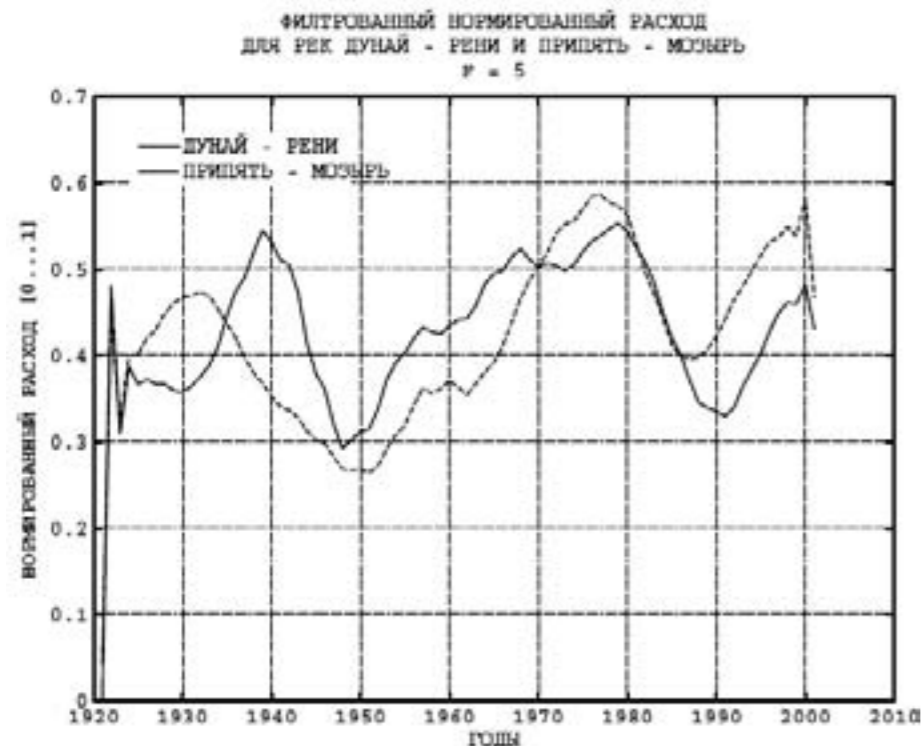
У даному разі SS(J) – значення профільованого ряду;

S() – відповідне значення вихідного ряду.

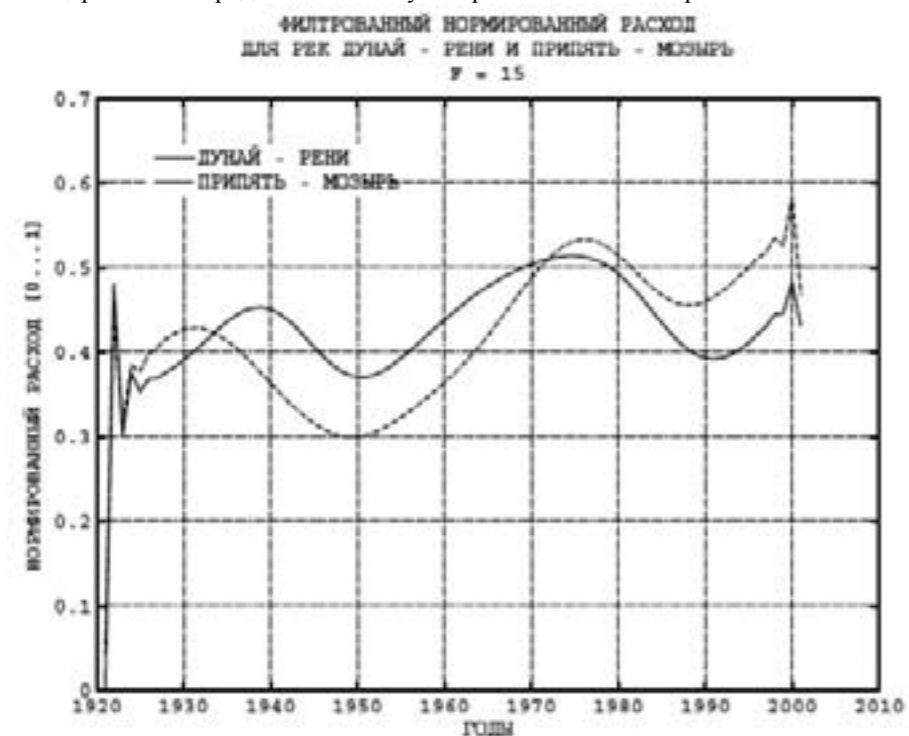
Фільтр застосовувався послідовно F раз, тобто фільтрували вихідний ряд, після чого фільтрували результат першої фільтрації і так далі.

Процедура була організована у циклі типу FOR... END FOR із числом повторення F, тобто ступінь фільтрації була тим більше, чим більше значення F.

У даному випадку “час усереднення” зростає із зростанням величини F .

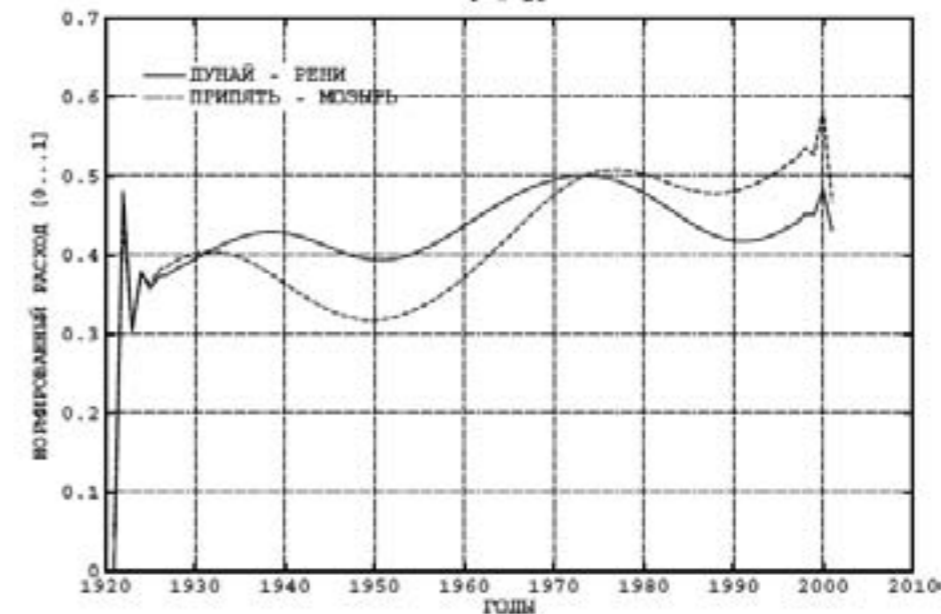


На рис.12 наведений результат фільтрації, що одержаний при значенні $F=5$. Спостерігається схожа поведінка гідрологічних рядів на часовому інтервалі 1950...2000 роки.



При 15-кратному застосуванні процедури фільтрування ($F=15$) до вихідних нормованих рядів спостерігаємо схожість у поведінці рядів вже на часовому інтервалі приблизно 1940...2001 роки (див. рис. 13).

ФИЛЬТРОВАННЫЙ НОРМИРОВАННЫЙ РАСХОД
ДЛЯ РЕК ДУНАЙ - РЕНИ И ПРИПЯТЬ - МОЗЫРЬ
 $F = 25$



При значенні $F=25$ (рис.14) виявляємо значну схожість у поведінці рядів практично на всьому часовому інтервалі 1921...2001 роки.

Таким чином, застосування методів “усереднення” гідрологічних рядів за часом (у деякому часовому діапазоні) дозволяє виявляти певну узгодженість (синхронність) у поведінці таких рядів.

Результати застосування запропонованих методів також добре погоджуються між собою, що свідчить про надійність таких методів аналізу синхронності коливань стоку.

Проведені дослідження дозволять розширити рамки оцінки синхронності коливань річкового стоку.

ЛІТЕРАТУРА

1. Андреев О.В., Журавлев М.М., Рассказов О.А. Вопросы мостовой гидравлики и гидрологии – М.: “Транспорт”. – 1967.-200с.
2. Кузин П.С., Бабкин В.И. географические закономерности гидрологического режима рек.-Л.: Гидрометеоиздат. 1979.-200с.
3. Пространственно-временные колебания стока рек СССР // Под ред. А.В.Рождественского. – Л. : Гидрометеоиздат. – 1988.-376с.
4. Пособие по определению расчетных гидрологических характеристик. – Л.: Гидрометеоиздат. – 1984.-448с
5. Смирнов Н.П., Скляренко В.Л. Методы многомерного статистического анализа в гидрологических исследованиях. – Л.: Изд-во ЛГУ. – 1986.-192с.
6. Лобода Н.С. Расчеты и обобщения характеристик годового стока рек Украины в условиях антропогенного влияния. – Одесса, “Экология”. – 2005.-207с.
7. Вишневський В.І., Косовець О.О. Гідрологічні характеристики річок України. – К.: “Ніка-Центр”. – 2003-324с.
8. Павлов А.Н. Методы анализа сложных сигналов. – Саратов: “Научная книга”. – 2008.-120с.

УДК 625.731

Савенко В.Я., д-р техн.наук, Славінська О.С., д-р техн.наук, Усиченко О.Ю канд.техн.наук, Стюжка В.В.

ОСОБЛИВОСТІ УРАХУВАННЯ НАДХОДЖЕННЯ КІЛЬКОСТІ ВОЛОГИ В ДРЕНАЖНІ КОНСТРУКЦІЇ ПРИ ВІДТАВАННІ ҐРУНТУ ЗЕМЛЯНОГО ПОЛОТНА

Анотація. У статті наведено результати розрахунків надходження вологи у дренажну конструкцію при відтаванні ґрунту земляного полотна для вибраної дорожньої конструкції для кліматичних умов м. Києва, проаналізовано відповідність отриманих результатів вимогам нормативних документів.

Ключові слова: автомобільна дорога, вологість ґрунту, дренаж, питомий надлишок води.