

## METHODS AND MODELS OF ANALYSIS OF ECONOMIC SECTORS

DOI: 10.46340/eujem.2023.9.4.1

**Mykola Polovyi, PhD in Economic history, D.Sc. in Political Science**

ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-7283-3528>

*Comenius University, Bratislava, Slovak Republic*

### **SPECIFIC FEATURES OF THE METHODOLOGY FOR APPLYING CORRELATION AND VARIANCE ANALYSIS TO STUDY THE FORMATION OF THE GRAIN MARKET IN THE CAPITALIST ERA**

**Польовий М. А., к. і. н., д. політ. н.**

*Університет Коменського, Братислава, Словацька республіка*

### **ОСОБЛИВОСТІ МЕТОДИКИ ЗАСТОСУВАННЯ КОРЕЛЯЦІЙНОГО ТА ДИСПЕРСІЙНОГО АНАЛІЗУ ДЛЯ ДОСЛІДЖЕННЯ ФОРМУВАННЯ ХЛІБНОГО РИНКУ В КАПІТАЛІСТИЧНУ ДОБУ**

The goal of this work is to explore the methodology of applying correlation and variance analysis to study the development of regional grain markets in the Russian Empire from the second half of the 18th to the early 20th century using data on the dynamics of grain prices, focusing on rye prices as the most prevalent grain in the country. Special attention is given to variance analysis, which was not previously employed to address this issue. Following the methodology description, the analysis of the formation and development of regional agricultural markets will be examined. Research Methodology: The possibility of using the dynamics of interaction between regional grain prices as an indicator of the formation of a general Russian agricultural-commodity market is based on the following premises: in the case of a unified market, similar price levels and fluctuations across its entire territory can be observed, indicating that common factors influenced prices. If there is no unified market (meaning different regions are loosely connected), local factors primarily influence prices, resulting in significant diversity in price levels and fluctuations across various regions. To ascertain the predominant factors (common or local) affecting price movements, a novel statistical method is proposed – variance analysis.

Variance analysis is a statistical method used to analyze the results influenced by quantitative or qualitative factors. It can be applied to identify the combined impact of economic factors that are not quantifiable on the studied indicator. The method involves breaking down the overall variation of the final indicator into components corresponding to the separate and combined effects of various qualitative factors, as well as the residual variation resulting from unaccounted factors. Studying these components statistically allows conclusions to be drawn about the actual influence of specific factors on the resulting indicator. This section will focus on the application of one-way analysis of variance (ANOVA), examining the influence of a single qualitative factor on the resulting attribute.

Applied to our problem, the above implies the following: all regional price series, which serve as indicators of market development, are considered as a single complex representing rye prices across the entire territory of the Russian Empire for a specific period. This large dataset is characterized, among other things, by its mean value and variance, reflecting variations. The complex of prices is then divided into subsets corresponding to the so-called factor feature

(the feature under study, which affects prices). Each subset, corresponding to the economic-geographical regions of the Russian Empire, is characterized by its mean value (arithmetic mean) and a range of deviations from it. This variation can be explained by two types of causes: 1) causes related to the division based on the factor feature, indicating the influence of this factor on prices, and 2) causes independent of this division, common to all subsets. It is evident that intergroup (factor) variation is primarily influenced by the factor used for division, while intragroup variation is influenced by all other factors. To assess the significance of differences between group means, it is necessary to measure intergroup and intragroup variations. If intergroup (factor) variation significantly (statistically significantly) exceeds intragroup (residual) variation, then the factor influenced the resulting attribute significantly, causing substantial changes in group means.

In this context, the factor used to divide the price complex into regional subsets can be considered, in the initial approximation, as an indicator of local price determination factors. Through this division into regional price subsets, the study tests whether local price determination factors significantly influenced prices in each region (evidenced by intergroup variation) or if other, broader factors (alongside local factors) had a more substantial impact (as indicated by intragroup dispersion). Accordingly, in the former case, a unified market had not yet formed, while in the latter, the formation of a unified regional rye market can be asserted (and this conclusion can be extended to the entire agricultural market afterward).

**Keywords:** grain market, regression model, time series, correlation analysis, retroforecast.

Мета роботи – розглянути методику застосування кореляційного та дисперсійного аналізу для вивчення розвитку регіональних хлібних ринків у Російській імперії у другій половині XVIII – на початку XX ст. за даними про динаміку хлібних цін (на матеріалі цін жита – найбільш поширеного в країні хліба). Особливої уваги приділяється дисперсійному аналізу, який не застосовувався для вирішення цієї проблеми раніше. Після опису методики ми зупинимося на аналізі формування регіональних аграрних ринків та їх розвитку.

#### **Методика дослідження**

Можливість використання динаміки взаємодії регіональних хлібних цін як індикатору формування загальноросійського аграрного-товарного ринку базується на таких підставах: в разі існування єдиного ринку можна спостерігати приблизно однакові рівні та коливання в русі цін на усій його території – це свідчить про те, що переважав вплив на ціни загальних для цієї території факторів. Якщо єдиного ринку немає (тобто різні райони слабо пов'язані один з одним), то переважає вплив на ціни місцевих чинників, що відбивається у істотному розмаїтті рівней та коливань цін в різних районах. Щоб з'ясувати, які фактори (загальні чи місцеві) у русі цін переважали, пропонується використовувати новий для цього завдання метод математичної статистики – дисперсійний аналіз.

Дисперсійним аналізом називають статистичний метод аналізу результатів, які залежать від дії кількісних чи якісних чинників. Дисперсійний аналіз може бути застосований для вияву сумісного впливу економічних чинників, які не піддаються кількісному виміру, на показник, що вивчається. Суть методу полягає у тому, що загальна варіація підсумкового показника розчленовується на частини, відповідні роздільному і сумісному впливу різноманітних якісних чинників, і остаточну варіацію, яка акумулює вплив всіх неврахованих чинників. Статистичне вивчення цих частин дозволяє робити висновки про те, чи справді виявляється вплив на результуючий показник того чи іншого фактору. В даному розділі буде розглянуто застосування однофакторного дисперсійного аналізу. В цьому випадку досліджується наявність чи відсутність впливу на результуючу ознаку одного якісного фактору<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Колемаев, В.А., Староверов, О.В., Турундаевский, В.Б. (1991). *Теория вероятностей и математическая статистика*. Москва: Инфра-М.

У застосуванні до нашої проблеми сказане вище означає наступне: всі порайонні ряди цін - індикатори розвитку ринку<sup>1</sup> розглядаються у вигляді єдиного комплексу, який представляє собою в цілому ціни жита по всій території Російської імперії за відповідний період. Цей великий масив цін характеризується, зокрема, своєю середньою величиною з певною варіацією, що виражається в нашому прикладі значеннями дев'яти і дисперсії. Далі ми уявляємо собі цей єдиний комплекс цін розчленованим на частини (що співпадають з масивами порайонних цін) за так званою факторною ознакою (ознакою, вплив якої на ціни вивчається). Кожна із цих частин (усього їх тринадцять – за кількістю великих економіко-географічних районів, які виділяються у Російській імперії) характеризується своєю певною середньою величиною (середньою арифметичною) і рядом відхилень від неї. При цьому варіацію цих середніх величин можна пояснити двома типами причин: 1) причинами, зв'язаними з поділом комплексу за факторною ознакою які, отже, виражають вплив цього фактору на ціни і 2) причинами, що не залежать від цього поділу (тобто, очевидно, є загальними для всіх масивів комплексу). Очевидно<sup>2</sup>, що міжгрупова (факторна) варіація залежить здебільшого від дії чинника, за яким проводиться поділ, а внутрігрупова – від дії усіх інших чинників. Щоб оцінити достовірність відмінностей між груповими середніми, необхідно зміряти міжгрупову і внутрігрупову варіації. Якщо міжгрупова (факторна) варіація значно (статистично істотно) перевищує внутрігрупову (остаточну), то чинник виявляв вплив на результативну ознаку, істотно змінюючи значення групових середніх величин<sup>3</sup>.

Цей фактор, на підставі якого ми поділяємо комплекс цін на порайонні масиви, в першому наближенні можна назвати ознакою місцевих предикторів ціноутворення. При даному поділі на масиви порайонних цін ми перевіряємо, чи був істотним вплив на ціни в кожному районі суто місцевих чинників ціноутворення (він характеризується міжгруповою варіацією), або ж він був несуттєвим і тоді на формування цін більше впливали (хоч і разом з місцевими) інші – загальні для всіх районів – чинники (їх вплив характеризується внутрігруповою дисперсією), відповідно, і рух цін тоді був погодженим. В першому випадку єдиний ринок ще не склався, а в другому – можна казати про сформування єдиного, для відповідних районів, ринку жита (і після цього поширювати цей висновок на весь аграрний ринок).

Відмітимо, що в нашому підході індикатором сформування ринку також виступає погодженість цін (із цього положення виходили і І.Д.Ковальченко з Л.В.Міловим і Б.М.Миронов<sup>4</sup>). Проте існує різниця у підходах до аналізу. У зазначених вище авторів судження про перевагу загальних чинників ціноутворення (і, отже, про погодженість ринкових механізмів в цілому) можливо якраз тільки після (і на основі) оцінки погодженості руху цін (а також ряду інших показників – і передусім рівнів цін – у І.Д.Ковальченко і Л.В.Мілова). В нашому аналізі майже безпосередньо враховується ступінь переваги місцевих чи загальних чинників ціноутворення і вже після її оцінки факультативно робляться висновки про непогодженість або погодженість руху цін – тобто у нас це факультативний і повторний індикатор. Таким чином, в нашому підході із ланцюжка – "рух цін" – "погодженість цін" – "перевага загальних чинників ціноутворення" – "єдність ринку" – логічної оцінки єдності ринку випадає одна проміжна ланка ("погодженість цін"). Це, очевидно, в якійсь мірі підвищує точність висновків по проблемі тому, що точність висновків будь-якого дослідження *ceteris paribus* тим вище, чим менше ланок (ступенів) між процесом, що вивчається, та матеріалом, на підставі аналізу якого

<sup>1</sup> Див. обґрунтування "індикаторних" властивостей цін, наприклад: Миронов, Б.Н. (1985). *Хлебные цены в России за два столетия (XVIII-XIXвв.)* Ленинград: Наука, 13, 63-65.

<sup>2</sup> Мармозаб, А.Т. (1990). *Практикум по математической статистике*. Киев: Выща школа, 122.

<sup>3</sup> Там само, 122, 123.

<sup>4</sup> Ковальченко, И.Д., Милов, Л.В. (1974). *Всероссийский аграрный рынок (XVIII-нач.XXвв.) Опыт количественного анализа*. Москва: Наука, 49-51, 67; Миронов, Б.Н. (1972). О критерии единого национального рынка. *Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы за 1968 год*, 183-186.

робляться висновки про цей процес. Тому вірніше було б казати далі тільки про співвідношення загальних і місцевих чинників в ціноутворенні, проте ми будемо все ж частіше казати про погодженість цін (яка відповідає перевазі загальних чинників ціноутворення) або про їх неузгодженість з метою дотримуватися вже створеної і прийнятої термінології (багато в чому вона склалася під впливом праць цих трьох авторів) проблеми формування ринку, для лаконічності і простоти в порівнянні результатів. В силу сказаного вище, фактор, що розглядається нами, очевидно, можна було б назвати також ознакою (чинником) міри більшої чи меншої розвиненості ринкових зв'язків і механізмів, чи ознакою сформованості єдиного ринку – всі три визначення мають певні достоїнства і певні недоліки, проте вірно відображають суть підходу.

Техніка дисперсійного аналізу однофакторних комплексів<sup>1</sup> зводиться, головним чином, до розрахунку показників варіювання, якими служать передусім суми квадратів відхилень (девіати D), а також до розрахунку групових середніх  $\bar{x}_j$  і загальної середньої арифметичної  $\bar{x}$ .

Схему проведення дисперсійного аналізу однофакторних комплексів, якої ми дотримувались, наведено у додатку 1.

Тепер перейдемо до методики обробки наших даних про ціни. Нами був взятий 169-ти річний (1746-1914 рр.) комплекс однорідних цін жита роздрібного продажу в тринадцяти районах Російської імперії (ці райони були виділені Б.М.Мироновим<sup>2</sup> на підставі розподілу різноманітних рівнів цін на хліб в губерніях і цілком співпадають з прийнятим у російській та радянській літературі економіко-господарським районуванням). Склад районів див у табл.1.

Таблиця 1

**Список економіко-географічних районів Російської імперії і губерній,  
які входять до них**

Райони	Губернії
I(x1) Північний	Архангельська, Вологодська (з 1861р.), Новгородська, Олонецька, Псковська, Петербурзька.
II(x2) Східний	В'ятська, Пермська, Самарська, Оренбурзька, Уфимська.
III(x3) Південно-східний	Астраханська, Донська, Ставропольська (до 1847р. – Кавказька).
IV(x4) Волзький	Казанська, Саратовська, Пензенська, Симбірська (до 1861р.), Нижньгородська (з 1861р.)
V(x5) Центрально-Чорноземний	Воронезька, Курська, Орловська, Рязанська, Пензенська (з 1861р.), Саратовська (з 1861р.), Тамбовська, Тульська, Харківська.
VI(x6) Центрально-Нечорноземний	Володимирська, Вологодська (до 1861р.), Калужська, Костромська, Московська, Смоленська, Тверська, Ярославська.
VII(x7) Прибалтійський	Курляндська, Лифляндська, Естляндська.
VIII(x13) Західний	Віленська, Вітебська, Гродненська, Ковельська, Мінська, Могилівська.
IX(x8) Лівобережно-Український	Полтавська, Чернігівська.
X(x9) Південно-Західний	Волинська, Київська, Подільська.
XI(x10) Степовий	Катеринославська, Таврійська, Херсонська і Бессарабська область
XII(x11) Західно-Сибірський	Тобольська, Томська.
XIII(x12) Східно-Сибірський	Єнісейська, Забайкальська, Іркутська.

<sup>1</sup> Див. докладніше: Лакин Г.Ф. (1990). *Биометрия*. Москва: Высшая школа, 155-161.

<sup>2</sup> Миронов, Б.Н. (1985). *Хлебные цены в России за два столетия (XVIII-XIX вв.)*. Ленинград: Наука, 34-35.

Кожний ряд районних цін був розподілений на 10-ти річні відрізки зі зсувом на 5 років (тобто: 1746–55, 1751–60, 1756–65, ..., 1896–1905, 1901–1910, і дев'ятирічний відрізок 1906–1914рр.) Таким чином, для ряду цін кожного району були одержані 33 ряди тривалістю по 10 років (крім останнього) кожний, що склало в цілому по Російській імперії 33 масиви цін. Далі проводилася обробка цих 10-ти річних рядів методом дисперсійного аналізу, тобто перевірялася істотність впливу місцевих чи загальних чинників на ціни (і, відповідно, непогодженість або погодженість цін) в різних районах (і в різних групах районів) в кожному із 33-х десятирічч.

Крім аналізу руху цін в зазначених 13-ти районах ми розглядали рух погубернських цін в трьох південних районах Російської імперії – Лівобережно-Українському, Південно-Західному і Степовому – до яких входили (за адміністративним поділом XIX – початку XXст.) Чернігівська, Полтавська, Київська, Подільська, Волинська, Таврійська, Катеринославська, Херсонська губернії і Бесарабська область. Тут мета аналізу була та ж сама – з'ясувати істотність впливу місцевих (вже в масштабі губерній, природно, скоріше всього не строго в їх межах) чинників на ціни в цьому регіоні.

Час сформування ринку відповідних районів (або час входження чергового району до якого-небудь регіонального ринку) установлювався, виходячи з наступних критеріїв:

1. Установлюється перше 10-ти річчя, коли вплив місцевих чинників ціноутворення було несуттєвим, тобто переважали загальні чинники ціноутворення (або, кажучи в термінах, що установилися для опису цієї проблеми, коли відмінності в рівнях цін і їх коливання були незначні).
2. Підтверджується збереження цієї тенденції в наступному десятиріччі.
3. Встановлена тенденція підтверджується аналізом суміжних п'ятирічч, узятих із кожного десятиріччя.

Двадцятирічний період, в якому виконувалися умови усіх трьох критеріїв, приймався за час сформування на тій чи іншій території єдиного ринку. І.Д.Ковальченко і Л.В.Мілов вважають найбільш оптимальним періодом для критерію часу сформування ринку 10 років<sup>1</sup>, Б.М.Миронов бере більш тривалі періоди (різні для різноманітних, епох, що апріорно можуть бути виділеними в історії Росії)<sup>2</sup>. Виходячи з прийнятого нами першого методу аналізу даних, критерії, запропоновані нами, по суті, не суперечать погляду двох перших авторів (а по тривалості періоду наближаються до Б.М.Миронова). На наш погляд, вони відрізняються більшою "жорсткістю" і комплексністю і уявляються оптимальними.

Отже, у сукупності схема проведення дисперсійного аналізу однофакторних комплексів виглядає наступним чином:

1. Первинні дані, які підлягають аналізу, групуємо у вигляді таблиці.
2. Згрупувавши в комбінаційну таблицю дані, приступаємо до обчислення допоміжних величин:

$$\bar{x}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} x_{ji}}{n_j}; \quad (1)$$

<sup>1</sup> Ковальченко, І.Д., Мілов, Л.В. (1974). *Всероссийский аграрный рынок (XVIII-нач.XXвв.) Опыт количественного анализа.* Москва: Наука, 60-62.

<sup>2</sup> Миронов, Б.Н. (1985). *Хлебные цены в России за два столетия (XVIII-XIXвв.)* Ленинград: Наука, 63-64; серйозну критику його підходу див.: Ковальченко, І.Д., Мілов, Л.В. (1974). *Всероссийский аграрный рынок (XVIII-нач.XXвв.) Опыт количественного анализа.* Москва: Наука, 64-67.

$$\bar{x} = \frac{\sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^{n_j} x_{ji}}{\sum_{j=1}^J n_j}, \quad (2)$$

де  $j$  – номер групи ( $j=1, 2, \dots, J$ ),  $J$  – число груп,  $n_j$  – число спостережень (дат) в  $j$ -й групі,  $i$  – номер спостереження в кожній із груп ( $i=1, 2, \dots, n$ ),  $x_{ji}$  – спостереження (дата) із певної групи ( $j$ ), відповідне ( $i$ ) по порядку.

3. Після цього розраховуємо дев'ять: внутрігрупову (сума всіх внутрігрупових)  $D_b$ , міжгрупову  $D_m$ , загальну  $D_o$ . Загальну дев'яту знаходимо тільки для перевірки правильності обчислень по рівнянню:

$$D_o = D_m + D_b \quad (3)$$

Обчислення проводяться по наступними формулам:

$$D_m = \sum_{j=1}^J n_j (\bar{x}_j - \bar{x})^2; \quad (4)$$

$$D_b = \sum_{j=1}^J D_j = \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ji} - \bar{x}_j)^2, \quad (5)$$

де  $D_j$  - дев'яту кожної із груп:

$$D_j = \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ji} - \bar{x}_j)^2. \quad (6)$$

4. Далі визначаємо числа ступенів вільності  $k$ , які дорівнюють:

– для загального варіювання:

$$k_o = \left( \sum_{j=1}^J n_j \right) - 1, \quad (7)$$

тобто  $k_o$  на 1 менше загальної кількості спостережень;

– для міжгрупового (факторіального) варіювання:

$$k_m = J - 1, \quad (8)$$

тобто  $k_m$  на 1 менше кількості груп;

– для внутрігрупового варіювання:

$$k_b = \left( \sum_{j=1}^J n_j \right) - J, \quad (9)$$

тобто  $k_b$  менше загальної кількості спостережень на кількість груп.  $k_o$  необхідне тільки для перевірки правильності розрахунку по співвідношенню чисел ступенів вільності:

$$k_o = k_m + k_g, \quad (10)$$

5. Діленням дев'ять на відповідні числа ступенів вільності одержуємо вибіркові дисперсії:

$$S_g^2 = \frac{D_g}{k_g}, \quad \text{внутрігрупова;} \quad (11)$$

$$S_m^2 = \frac{D_m}{k_m}, \quad \text{міжгрупова;} \quad (12)$$

6. Нарешті, визначаємо дисперсійне відношення (F-відношення):

$$F_{\text{факт}} = \frac{S_m^2}{S_g^2}, \quad (13)$$

яке порівнюємо потім з табличним (стандартним) значенням F-критерію (критерію Фішера)  $F_{st}$  для прийнятого рівня істотності  $\alpha$  і числа ступенів вільності  $k_m$  і  $k_g$ .

Якщо виконується нерівність

$$F_{\text{факт}} \geq F_{st}, \quad (14)$$

то якісна відмінність між групами даних, що досліджуються, істотна і навпаки. Таким чином, при виконанні нерівності (14) нульова гіпотеза про рівність середніх відхиляється і, відповідно до прийнятого рівня істотності, можна зробити висновок про те, що відмінність вибірових дисперсій визначається не тільки випадковими причинами – є підстава стверджувати, що чинник (за яким проводився поділ на групи) виявляє істотний вплив на результативну ознаку.

Крім дисперсійного аналізу – основного в даній роботі, – ми проводили аналіз руху цін і за допомогою кореляційного аналізу. Необхідно визначити, що кореляційний і дисперсійний аналіз – види математико-статистичних методів, які аналізують вихідний статистичний матеріал в площинах, які не зовсім співпадають. В той час, як дисперсійний аналіз розрахований на виявлення істотності впливу певного чинника (в нашому випадку – якісного чинника) на певну кількість груп, узятих в їх сукупності, кореляційний – розглядає істотність зв'язків всередині пар груп (існує ще множинний кореляційний аналіз, але в нашому випадку, де виявляється зв'язок між незалежними априорі одне від одного ознаками, він незастосовний) без обліку тих чинників, що могли б впливати або не впливати на статистичну істотність цього зв'язку. Саме виходячи із сказаного вище ми в своєму аналізі спиралися більше на перший метод. Визначимо основну перевагу дисперсійного аналізу перед кореляційним: перший дозволяє врахувати як рівні цін, так і синхронність їх коливань, в той час як другий враховує тільки синхронність коливань (тому І.Д.Ковальченко і Л.В.Мілов були вимушені враховувати рівні цін за допомогою іншого, достатньо трудомісткого, виду аналізу<sup>1</sup>).

Методика підготовки для кореляційного аналізу наших даних про ціни аналогічна уже описаній для дисперсійного. По кожному десятиріччю, далі, були розраховані матриці коефіцієнтів кореляції. Після цього із них вибиралися істотні коефіцієнти кореляції при вибраному нами рівні

<sup>1</sup> Ковальченко, І.Д., Мілов, Л.В. (1974). *Всероссийский аграрный рынок (XVIII-нач.XXвв.) Опыт количественного анализа*. Москва: Наука, 42-47.

істотності  $\alpha=0.05$ . Указані вище автори в своєму аналізі зупинялися на цьому рубежі, проте із математичної статистики відомо<sup>1</sup>, що при наявності чималої кореляції між перемінними величинами  $x$  і  $y$  ( $r_{xy} > 0.5$ ) вибірковий розподіл коефіцієнта кореляції для великої кількості малих вибірок, узятих із генеральної сукупності, що нормально розподіляються, значно відхиляється від нормальної кривої. Отже, вибірковий коефіцієнт кореляції не буде точною оцінкою генерального параметра, якщо він обчислений на малочисленій вибірці і його абсолютне значення перевищує 0.5 (а дослідників ринку цікавлять якраз коефіцієнти кореляції, більші 0.71)<sup>2</sup>. Враховуючи цю обставину, Р.Фішер знайшов точний засіб оцінки генерального параметра  $r$  по значенню вибіркового  $r$ . Цей засіб зводиться до заміни  $r$  перетвореною величиною  $z$ , яка пов'язана з емпіричним коефіцієнтом кореляції таким чином:

$$z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r} \quad (15)$$

Розподіл величини  $z$  є майже незмінним по формі тому, що мало залежить від обсягу вибірки і від значення  $r$  в генеральній сукупності. Ми зробили перетворення істотних коефіцієнтів кореляції в величину  $z$  по спеціальній таблиці, оцінивши після цього статистичну істотність кожного показника обчисливши величину  $t_z$ :

$$t_z = \frac{z}{S_z} = z\sqrt{n-3} \quad (16)$$

і порівнявши  $t_z$  з  $t_{st}$ .

Якщо виконується нерівність:

$$t_z > t_{st}, \quad (17)$$

де  $t_{st}$  - критерій Стюдента<sup>3</sup> на прийнятому рівні істотності  $\alpha=0.05$  і  $k=n-2$ , що визначається по таблицях, то вибірковий коефіцієнт кореляції вірно відбиває генеральний параметр і є статистично істотним. Доведено<sup>4</sup>, що застосування  $z$ -перетворення дозволяє з більшою певністю оцінювати статистичну істотність вибіркового  $r$ . Таким чином, ми працювали з  $z$ -перетвореними істотними коефіцієнтами кореляції.

Критерії часу сформування ринку відповідної сукупності районів при кореляційному аналізі приблизно такі ж, як і при дисперсійному:

1. Установлюється перше десятиріччя, коли  $z$ -перетворенні коефіцієнти парної кореляції істотні для всіх парних комбінацій цих районів (кожний із кожним).
2. Підтверджується збереження статистичної істотності всіх зв'язків в наступному десятиріччі.
3. Установлена тенденція підтверджується аналізом суміжних п'ятиріч, узятих із кожного десятиріччя.

<sup>1</sup> Лакин Г.Ф. (1990). *Биометрия*. Москва: Высшая школа, 215-217.

<sup>2</sup> Миронов, Б.Н. (1972). О критерии единого национального рынка. *Ежегодник по аграрной истории Восточной Европы за 1968 год*, 185-189.

<sup>3</sup> Див. про нього: Лакин Г.Ф. (1990). *Биометрия*. Москва: Высшая школа, 113-117.

<sup>4</sup> Там само, 216.



Необхідно відзначити "приблизність" меж етапів збалансованості і розбалансованості цін, яка полягає в тому, що поступовий зсув при аналізі складає 5 років, а також, головне, в тому, що ринок не міг з'явитися "раптом" і, видно, все рівно залишався деякий період остаточного налагодження його механізмів (те ж діється і в етапи розбалансованості, тільки з протилежним "знаком"), отже, виявити хронологічні рамки цілком точно на даному етапі не уявляється можливим.

Отже, ми розглянули методику дослідження цін жита, як показників формування єдиного територіального аграрного ринку.

### References:

1. Kovalchenko, I.D., Milov, L.V. (1974). *Vserossiyskiy agrarnyy rynek (XVIII-nach. XX hvv.) Opyt kolichestvennogo analiza* [All-Russian agricultural market (XVIII-early XX centuries) Experience in quantitative analysis]. Moscow: Science. [in Russian].
2. Kolemaev, V.A., Staroverov, O.V., Turundaevsky, V.B. (1991). *Teoriya veroyatnostey i matematicheskaya statistika* [Theory of Probability and Mathematical Statistics]. Moscow: Infra-M. [in Russian].
3. Lakin G.F.(1990). *Biometriya* [Biometrics]. Moscow: Higher School. [in Russian].
4. Marmozab, A.T. (1990). *Praktikum po matematicheskoy statistike* [Workshop on mathematical statistics]. Kyiv: Vysha school. [in Russian].
5. Mironov, B.N. (1972). О критерии yedinogo natsionalnogo ryinka [On the criterion of a single national market]. *Yezhegodnik po agrarnoy istorii Vostochnoy Yevropy za 1968 god* [Yearbook of Agrarian History of Eastern Europe 1968], 183-189. [in Russian].
6. Mironov, B.N. (1985). *Khlebnyye tseny v Rossii za dva stoletiya (XVIII-XIXvv.)* [Grain prices in Russia for two centuries (XVIII-XIX centuries)]. Leningrad: Science. [in Russian].