



УДК 338.27

DOI: <http://dx.doi.org/10.21686/2500-3925-2026-2-4-14>М.В. Ботнарюк<sup>1</sup>, Н.Н. Ксензова<sup>1</sup>, А.Л. Гендон<sup>2</sup><sup>1</sup> Государственный морской университет имени адмирала Ф.Ф. Ушакова, Новороссийск, Россия<sup>2</sup> Российский экономический университет им. Г.В. Плеханова, Москва, Россия

# Моделирование прогноза экспорта зерна на основе корреляционно-регрессионного анализа

**Цель исследования.** Рост экспорта отечественного зерна является одним из ключевых факторов позитивного развития экономики страны, что обусловлено, в том числе, растущим спросом на данный товар в разных регионах мира. В этой связи российские экспортеры нацелены на реализацию стратегии, цель которой состоит в укреплении позиций на международном рынке. Тем не менее, существует ряд факторов, под влиянием которых объемы экспортного зерна могут отклоняться как в большую, так и в меньшую сторону, что негативно отражается как на доходах, так и на готовности экспортеров к обеспечению условий для реализации экспортных грузопотоков в соответствии с потребностями рынка. В этой связи целью настоящей статьи является построение и решение прогнозной модели, применение которой позволит наиболее точно планировать использование ресурсного потенциала экспортеров.

**Материалы и методы.** Для достижения поставленной в статье цели использованы статистические данные за достаточно длительный период (27 лет). При разработке динамической эконометрической модели использовались методы статистического и корреляционно-регрессионного анализа. Это позволило исследовать взаимосвязи между переменными, а также установить структуру и выполнить проверку временных рядов на предмет их коинтеграции. Для решения модели использован метод наименьших квадратов, предполагающий ее проверку на выполнение соответствующих требований.

**Результаты.** На основании матрицы парных коэффициентов корреляции исключены интеркоррелированные переменные и определены наиболее значимые для составления прогноза факторы. Установлено, что максимально тесная связь существует

между уровнем российского экспорта зерна, валовых объемов его производства, объемов мирового экспорта зерна и мировых перевозок зерновых культур. Учитывая достаточно сильную интеркорреляцию между мировым экспортом и мировыми перевозками зерна, авторами принято решение включить в модель показатель мирового экспорта зерна. С целью исключения «ложной» корреляции, причиной которой могут стать тенденция и периодические колебания, выполнено исследование структуры временных рядов показателей, причем не только визуальное, но и на основе автокорреляционных функций. В результате построена модель зависимости российского экспорта зерна от объемов его валового производства в России и мирового экспорта зерновых культур, проверки которой подтвердили адекватность взаимосвязи между показателями. Построение модели позволило произвести количественную оценку влияния факторных признаков на изменение результата: увеличение производства зерна на 1 млн т приводит к приросту его экспорта в среднем на 313 тыс. тонн, а рост мирового экспорта обуславливает увеличение российского экспорта на 109 тыс. тонн.

**Заключение.** С целью обоснования построенной эконометрической модели, в нее были подставлены фактические и прогнозные значения факторов. Прогнозные значения, полученные в результате применения авторской модели, практически полностью совпали с прогнозом, сделанным Продовольственной и сельскохозяйственной организацией Объединённых Наций на 2025 год, что доказывает ее адекватность.

**Ключевые слова:** эконометрическая модель, прогноз, рынок зерна, корреляционно-регрессионный анализ.

Marina V. Botnaryuk<sup>1</sup>, Natalya N. Ksenzova<sup>1</sup>, Anzhelika L. Gendon<sup>2</sup><sup>1</sup> Admiral F.F. Ushakov State Maritime University, Novorossiysk, Russia<sup>2</sup> Plekhanov Russian University of Economics, Moscow, Russia

## Modeling of Grain Exports Forecast Based on Correlation-Regressive Analysis

**Purpose of the research.** The growth in domestic grain exports is one of the key factors in the positive development of the country's economy, which is due, among other things, to the growing demand for this product in various regions of the world. Therefore, Russian exporters are focused on implementing a strategy aimed at strengthening their position in the international market. However, there are a number of factors that can influence grain export volumes, either upward or downward, which negatively affects both revenues and the willingness of exporters to ensure conditions for export cargo flows in line with market needs. Therefore, the purpose of this paper is to construct and solve a forecast model, the application of which will enable the most accurate planning of exporters' resource potential.

**Materials and methods.** To achieve this purpose, statistical data over a relatively long period (27 years) were used. Statistical and correlation-regression analysis methods were used in developing the dynamic econometric model. This allowed us to explore the relationships between variables, as well as establish the structure and test the time series for cointegration. The model solution uses

the least squares method, which involves checking it for compliance with the relevant requirements.

**Results.** Using a matrix of paired correlation coefficients, intercorrelated variables were excluded, and the most significant factors for forecasting were identified. It has been established that the closest possible connection exists between the level of Russian grain exports, gross volumes of grain production, global grain export volumes, and global grain shipments. Given the relatively strong intercorrelation between global grain exports and global grain shipments, the authors decided to include the global grain export index in the model. To eliminate "spurious" correlation, which could be caused by trends and periodic fluctuations, a study of the time series structure of the indexes was conducted, not only visually but also using autocorrelation functions. As a result, a model was constructed for the dependence of Russian grain exports on gross production volumes in Russia and global grain exports. Tests confirmed the adequacy of the relationships between the indexes. The construction of the model made it possible to quantify the effect of factor features on the change

*in the result: an increase in grain production by 1 million tons leads to an increase in grain exports by an average of 313 thousand tons, while an increase in global exports causes an increase in Russian exports by 109 thousand tons.*

**Conclusion.** To validate the econometric model, actual and forecasted factor values were substituted into it. The forecast values obtained as

*a result of applying the author's model almost completely coincided with the forecast made by the Food and Agriculture Organization of the United Nations for 2025, demonstrating its adequacy.*

**Keywords:** econometric model, forecast, grain market, correlation and regression analysis.

## Введение

Российское зерно востребовано на международном рынке вследствие его высокого качества [1]. При этом стоит подчеркнуть, что лидирующие позиции в производстве и экспорте уже в течение длительного периода занимает пшеница, объемы экспорта обеспечивают развитие внешней торговли страны [2]. В этой связи очевидным является факт необходимости наращивания экспортного потенциала отечественного зернового хозяйства, в том числе, за счет расширения круга деловых партнеров и государственной поддержки [1]. Вместе с тем, имеется ряд проблем, создающих серьезные барьеры для успешного развития зернового хозяйства России. Например, отмечается недостаточная морская и железнодорожная инфраструктура [1], ключевая задача которой состоит в обеспечении процесса транспортировки зерновых грузов в соответствии с заключенными внешнеторговыми контрактами. Также существующая сегодня практика негативного воздействия внешней среды на развитие рынка зерна в политическом аспекте [1] показывает ярко выраженную востребованность в прогнозировании и гибком реагировании на возможные внештатные ситуации с целью минимизации отрицательных последствий: дополнительные расходы, финансовые потери, проблемы с логистикой доставки грузов до конечного потребителя и др. Усугубляют непростую ситуацию, сложившуюся сегодня на российском рынке зерна, и внутренние факторы, такие как, сравнительно невысокая

инновационная активность отрасли, проблемы инвестиционного характера, а также производственные недоработки, связанные с вопросами хранения и переработки [2]. Положительно, по мнению некоторых исследователей, на развитие инфраструктуры зерно-продуктового подкомплекса АПК влияет применение информационных технологий, способствующих повышению результативности процесса производства и росту скорости обращения зерна [2]. Таким образом, очевидно, что современное состояние рынка зерна [3], в том числе, состояние и уровень развития транспортной логистики зерновых продуктов требуют выявления и изучения тенденций формирования и движения зерна как основного ресурса продовольственной безопасности.

Одним из направлений исследований развития рынка зерна является моделирование зависимостей между факторами рынка на основе применения методов корреляционно-регрессионного анализа, востребованность которого подтверждается результатами его применения для решения задач прогнозирования в данной области. Так, в работе [4] на основе уравнения линейной множественной регрессии произведена оценка влияния на формирование внутренней цены на российское зерно факторов мирового и отечественного рынка зерна, в работе [5] разработана модель экспорта зерна в виде экспоненциального тренда, а в работе [6] построены линейные многофакторные модели зависимости экспорта и импорта пшеницы от воздействия космогеофи-

зических факторов. Тем не менее, указанные выше авторы при построении моделей не использовали макроэкономические факторы, которые в настоящих условиях развития экономики являются, на наш взгляд, основополагающими и позволяют построить модель, обеспечивающую наиболее точный прогноз.

В этой связи целью настоящей работы является разработка математической модели прогноза российского экспорта зерна на основе исследования зависимостей объемов экспорта зерновых культур от основных макроэкономических показателей, характеризующих отечественный и мировой рынок зерна. Предложен подход, основанный на построении динамической эконометрической модели в виде линейной множественной регрессии.

## Методы и материалы исследования

Основными методами разработки динамической эконометрической модели являются методы статистического и корреляционно-регрессионного анализа, которые включают исследование зависимостей между переменными, представленные временными рядами; установление структуры и проверку коинтеграции временных рядов; построение модели и проверку модели на выполнение требований метода наименьших квадратов.

Источниками информации для построения модели послужили фактические данные показателей за 1997–2024 гг., размещенные в открытом доступе национальными и международными статистическими органами [7].

Для построения модели в качестве независимых параметров, определяющих российский экспортный потенциал зерна, рассмотрены объемы мирового экспорта зерна (исключая российский экспорт), производство зерна в России, среднемировые цены на экспортную пшеницу, мировые перевозки зерна.

Представленная в таблице 1 матрица парных коэффициентов корреляции позволила произвести отбор наиболее существенных факторов, исключив из дальнейшего рассмотрения интеркоррелированные переменные.

Таким образом, из приведенных данных следует, что на уровень российского экспорта зерна в наибольшей степени оказали влияние валовое производство зерновых культур в России, объем мирового экспорта зерна и мировые перевозки зерновой продукции. В силу наличия между мировым экспортом и мировыми перевозками зерна сильной интеркорреляции, в модель следует включить один из них, а именно: показатель мирового экспорта зерна.

Особо стоит отметить, что определена достаточно слабая связь экспорта зерна и цены на экспортную пшеницу. Это обусловлено тем, что объемы экспорта зависят, прежде всего, от урожайности. Значимым фактором сегодня также являются логистические проблемы и методика распределения экспортной квоты между компаниями-экспортерами: выигрывают те компании, которые отгружали большие объемы в предыдущем периоде, что ужесточает конкуренцию и является серьезным барьером для вхождения на экспортный рынок новых компаний [8, 11].

При моделировании взаимосвязей динамических рядов часто возникает «ложная» кор-

Парные коэффициенты корреляции  
Paired correlation coefficients

	Российский экспорт зерна	Производство зерна в России	Мировой экспорт зерна	Цены США на экспортную пшеницу	Среднемировые цены на зерно	Мировые перевозки зерна
Российский экспорт зерна	1					
Производство зерна в России	0,936505	1				
Мировой экспорт зерна	0,916378	0,443516	1			
Цены США на экспортную пшеницу	0,316339	0,280961	0,491437	1		
Среднемировые цены на зерно	0,365693	0,285002	0,531608	0,932004	1	
Мировые перевозки зерна	0,88291	0,775724	0,961953	0,581788	0,623154	1

реляция, вызванная наличием в них тенденции и периодических колебаний. С этой целью произведено исследование структуры временных рядов показателей как визуальное, так и с помощью автокорреляционных функций (на рисунке 1 представлена динамика показателей за период 1997–2024 гг.).

В таблице 2 приведен расчет коэффициентов автокорреляции для отобранных временных рядов.

Как визуальный анализ представленных на рис. 1 графиков, так и снижающиеся значения коэффициентов автокорреляции указывают на наличие тенденции в рядах динамики и, одновременно, на отсутствие в них периодических колебаний. Поэтому не исключено, что высокая корреляция временных рядов вызвана воздействием случайных факторов, т.е. в рядах может присутствовать «ложная» корреляция. В этой связи оче-

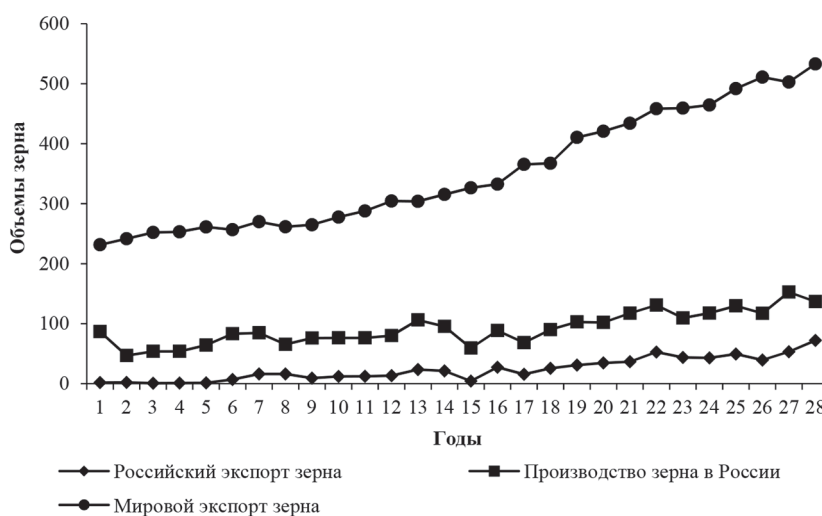


Рис. 1. Динамика показателей за 1997–2024 гг.  
Fig 1. Dynamics of indexes for 1997–2024

Таблица 2/Table 2

**Автокорреляционные функции рядов динамики**  
**Autocorrelation functions of the dynamic series**

Лаг	Коэффициенты автокорреляции уровней ряда динамики		
	Российский экспорт зерна (РЭЗ)	Производство зерна в России (ПЗ)	Мировой экспорт зерна (МЭЗ)
1	0,874865	0,762557	0,992260
2	0,858057	0,732027	0,991574
3	0,853841	0,718509	0,991138
4	0,853841	0,695867	0,990638
5	0,850933	0,695867	0,989282

видна объективная необходимость в применении теории о коинтеграции, позволяющей произвести оценку наличия истинной взаимосвязи динамических рядов. В основе этой теории лежит утверждение, что тенденция одного ряда динамики является следствием наличия тенденции другого временного ряда, т.е. высокое значение коэффициента корреляции в этом случае характеризует причинно-следственную зависимость между рядами. Доказательством этому является устойчивая одинаковая направленность тенденций рядов в течение всего рассматриваемого периода (рисунок 1).

Для подтверждения визуального анализа воспользуемся статистическими методами и критериями для проверки гипотезы о наличии коинте-

грации в рядах динамики: методом, который основан на применении критерия Энгеля-Грангера и заключается в принятии гипотезы, что между двумя временными рядами имеется коинтеграция, если линейная зависимость этих рядов представляет собой стационарный динамический ряд, содержащий только случайную компоненту. Для проверки гипотезы применяется алгоритм, в соответствии с которым:

Решается линейное уравнение вида:

$$\Delta \varepsilon_t = a + a_1 \varepsilon_{t-1} \quad (1)$$

где  $\Delta \varepsilon_t$  – первые разности остатков  $\varepsilon_t$ , полученных в результате решения линейных уравнений регрессии, характеризующих парную зависимость исследуемых показателей;

2. Фактическое значение *t*-критерия для коэффициента

регрессии  $a_1$  сравнивают с его критическим значением, рассчитанным Энгелем и Грангером для соответствующих уровней значимости.

3. Если расчетное значение превышает критическое для заданного уровня значимости, гипотеза о наличии коинтеграции рядов динамики принимается.

Результаты тестирования временных рядов методом Энгеля-Грангера приведены в таблице 3. Все расчеты показателей регрессионной статистики, в том числе решение линейных уравнений парной регрессии зависимости объемов российского экспорта зерна (РЭЗ) от валового объема производства зерна в России (ПЗ) и от мирового экспорта зерна (МЭЗ) произведены средствами MS EXCEL.

Регрессионный анализ исследуемых зависимостей указывает на высокую тесноту связи между показателями, а рассчитанные значения *F*-критерия Фишера и *t*-статистик – на существенность и значимость уравнений регрессии и их параметров.

Фактические значения *t*-критерия линейного уравнения первых разниц остатков составили -5,452020 (для факторного признака «производство зерна») и -4,848666 (для

Таблица 3/Table 3

**Результаты тестирования временных рядов на наличие коинтеграции**  
**Results of time series testing for cointegration**

Показатель	Модель линейной парной регрессии	
	РЭЗ = $a_0 + a_1$ ПЗ	РЭЗ = $a_0 + a_1$ МЭЗ
Коэффициент парной корреляции	0,9231	0,9367
Коэффициент детерминации	0,8521	0,8776
Число наблюдений	28	28
Уравнение регрессии	РЭЗ = $-35,444 + 0,645$ ПЗ	РЭЗ = $-41,621 + 0,186$ МЭЗ
Фактический <i>F</i> -критерий Фишера	149,81	186,363
<i>P</i> -значимость <i>F</i> -критерия Фишера	2,70033E-12	2,28628E-13
<i>t</i> -статистика коэффициента $a_1$	12,239747	13,651478
<i>P</i> -значение <i>t</i> -статистики $a_1$	2,700326E-12	2,286284E-13
Уравнение регрессии остатков $\Delta \varepsilon_t = a + a_1 \varepsilon_{t-1}$	$\Delta \varepsilon_t = 0,624 + 1,094 \varepsilon_{t-1}$	$\Delta \varepsilon_t = 0,054 + 1,068 \varepsilon_{t-1}$
Фактическое значение <i>t</i> -критерия	-5,452020	-4,848666
Критическое значение критерия Энгеля-Грангера при уровне значимости 5%	1,9439	1,9439

**Параметры и показатели построения множественной регрессии**  
**Parameters and indexes for constructing multiple regression**

Корреляционный анализ						
Коэффициент множественной корреляции (R)						0,963284
Индекс множественной детерминации (R <sup>2</sup> )						0,927917
Нормированный индекс множественной детерминации ( $\widehat{R}^2$ )						0,922150
Число наблюдений						28
Дисперсионный анализ						
	Число степеней свободы	Дисперсия	Дисперсия на одну степень свободы	Расчетный F-критерий Фишера	Расчетный уровень значимости F-критерия Фишера	
Факторная регрессия	2	9276,555	4638,278			
Остаточная регрессия	25	720,625	28,82502	160,911	5,283E-15	
Общая регрессия	27	9997,180				
Регрессионный анализ						
	Параметры уравнения регрессии	Стандартная ошибка переменной	Расчетный t-критерий Стьюдента	Расчетный уровень значимости t-критерия Стьюдента	Нижние 95%	Верхние 95%
Результативная переменная ЭЗ	-43,301	3,907266	-11,0822	3,87638E-11	-51,348	-35,253
Факторная переменная ПЗ	0,313135	0,074934	4,178782	0,000312667	0,158804	0,467466
Факторная переменная МЭЗ	0,109012	0,021260	5,127394	2,68138E-05	0,065224	0,152799

факторного признака «мировой экспорт зерна»). Так как полученные значения *t*-критериев по абсолютной величине превышают критическое значение критерия Энгеля-Грангера при уровне значимости 5% –  $t_{кр} = 1,9439$ , то с вероятностью 95% можно утверждать, что между рассматриваемыми временными рядами действительно существует взаимосвязь, которую можно представить в виде линейной двухфакторной регрессии:

$$РЭЗ = a_0 + a_1ПЗ + a_2МЭЗ \quad (2)$$

Решение модели реализуется функцией «Регрессия» надстройки «Анализ данных» табличного процессора Microsoft Excel. Результаты решения приведены в таблице 4.

Величина коэффициента множественной корреляции  $R = 0,963284$  указывает на достаточно высокую тесноту связи между экспортом российского зерна и объясняющими факторами: ПЗ и МЭЗ.

Коэффициент детерминации  $R^2 = 0,927917$  показывает,

что 92,8% вариации результативного признака РЭЗ определено воздействием включенными в модель факторными признаками ПЗ и МЭЗ.

Расчетное значение F-критерия Фишера, равное 160,9, значительно выше табличного значения, которое при уровне значимости  $\alpha = 0,05$  и степенях свободы  $k_1 = m = 2$  и  $k_2 = n - m - 1 = 28 - 2 - 1 = 25$  составляет 3,37. Следовательно, признается статистическая значимость уравнения регрессии в целом. Данный вывод подтверждается также расчетной вероятностью  $P_{расч} = 5,283252E-15$ , определяющей уровень значимости F-критерия, которая значительно меньше  $\alpha = 0,05$ .

В таблице 4 приведены статистики Стьюдента, рассчитанные для параметров уравнения регрессии с целью оценки их достоверности. Фактические значения составили 4,178782 и 5,127394 для переменных ПЗ и МЭЗ, которые больше табличного *t*-критерия: при уровне значимости  $\alpha = 0,05$  и степени

свободы  $k = n - m = 28 - 2 = 26$   $t_{табл} = 2,059$ . Следовательно, принимается гипотеза о значимости коэффициентов регрессии.

Таким образом, на основании проведенного корреляционно-регрессионного анализа можно сделать вывод, что полученная модель адекватно описывает сложившуюся между показателями зависимость. Модель зависимости российского экспорта зерна от объемов его валового производства в России и мирового экспорта зерновых культур принимает вид:

$$РЭЗ = -43,301 + 0,313ПЗ + 0,109МЭЗ \quad (3)$$

Содержательный смысл параметров линейной множественной модели сводится к следующему: годовой рост производства зерна в России на 1 млн т обеспечивает ежегодный прирост экспорта зерна страны в среднем на 313 тыс. тонн в год; увеличение мирового экспорта зерна на 1 млн т приводит к повыше-

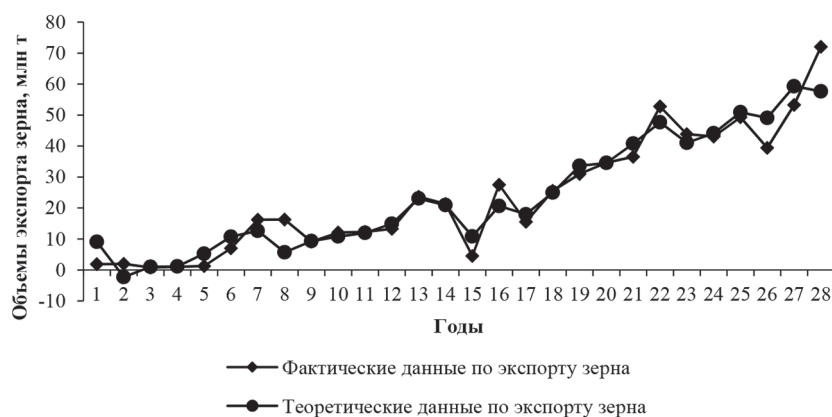


Рис. 2. Динамика фактических и теоретических значений объемов российского экспорта зерна

Fig. 2. Dynamics of actual and theoretical values of Russian grain export volumes

нию российского экспорта в среднем на 109 тыс. тонн в год.

На рисунке 2 представлены графики фактических и теоретических значений показателя российского экспорта зерна, расположение которых указывает на достаточную адекватность построенной модели фактическим данным.

Проведенная оценка качества полученных результатов моделирования подтвердила достоверность и значимость как параметров, так и уравнения регрессии в целом. Применение метода наименьших квадратов (МНК) для решения эконометрической модели тре-

бует выполнения пяти предпосылок МНК относительно случайной величины  $\varepsilon_t$ , проверка которых проводится уже после построения модели.

Исходные данные для проверки требований метода наименьших квадратов – теоретические значения результативного признака РЭЗ и рассчитанные случайные остатки  $\varepsilon_t$  приведены в таблице 5.

Первую предпосылку МНК – случайный характер остатков – тестируют с помощью построения графика зависимости случайной компоненты  $\varepsilon_t$  от теоретических значений результативного

признака, рассчитанных по уравнению регрессии.

На рисунке 3 приведен такой график, построенный по данным решения модели: остатков  $\varepsilon_t$  и значений экспорта российского зерна, рассчитанных по модели (3).

Визуальный анализ поля корреляции остатков  $\varepsilon_t$  позволяет сделать вывод об отсутствии направленности в расположении точек, точки находятся в границах горизонтальной полосы, что обусловлено случайным характером остатков.

Вторая предпосылка МНК предполагает нулевую среднюю величину случайных ошибок, что равнозначно выполнению условия  $S(y_i - y_{расч}) = 0$ . Данное условие характеризует несмещенность оценок коэффициентов регрессии, а значит независимость случайных ошибок от включенных в модель объясняющих факторов. В данном исследовании сумма остатков равна 1,20792E-13, т.е. близка к нулю. Вторая предпосылка также может быть подтверждена графиками зависимости остатков  $\varepsilon_t$  от факторных признаков (см. рис. 4 и 5).

На обоих графиках очевидно случайное расположение точек корреляционного

Таблица 5/ Table 5

Исходные данные для проверки предпосылок методом наименьших квадратов  
The initial data for checking the prerequisites using the least squares method

Наблюдение	Фактор ПЗ	Фактор МЭЗ	Теоретическое РЭЗ	Остатки $\varepsilon_t$	Наблюдение	Фактор ПЗ	Фактор МЭЗ	Теоретическое РЭЗ	Остатки $\varepsilon_t$
1	86,71	231,5	9,087164	-7,2071641	16	88,38	332,62	20,63336	6,856642302
2	46,85	241,65	-2,28795	4,267945091	17	68,38	365,53	17,95822	-2,40822275
3	53,78	252,05	1,015804	-0,21580439	18	90,09	367,4	24,96024	0,609755766
4	53,8	253,1	1,136529	-0,10652932	19	102,77	410,5	33,6292	-2,63920308
5	64,15	261,1	5,249574	-3,97957395	20	102,09	420,81	34,54018	0,099818944
6	83,19	256,74	10,73638	-3,70638136	21	117,42	433,99	40,77732	-4,23732034
7	84,66	269,89	12,63019	3,609806468	22	130,94	458,27	47,65771	5,13228622
8	65,39	261,58	5,690187	10,56981255	23	109,47	459,29	41,04589	2,814111559
9	75,85	264,71	9,30679	-0,15679027	24	117,49	464,48	44,123	-1,06300485
10	76,17	277,51	10,80234	1,287657355	25	129,6	491,79	50,89218	-1,59218265
11	76,25	287,79	11,94803	0,351966819	26	117,2	510,78	49,07943	-9,63943471
12	79,95	304,35	14,91187	-1,61186702	27	152,63	502,77	59,30064	-6,01063896
13	106,14	303,99	23,07364	0,516360827	28	136,87	532,8	57,63924	14,3607554
14	95,28	315,47	20,92444	0,415557685					
15	59,24	326,38	10,82836	-6,31835924					
									Σ
									1,20792E-13

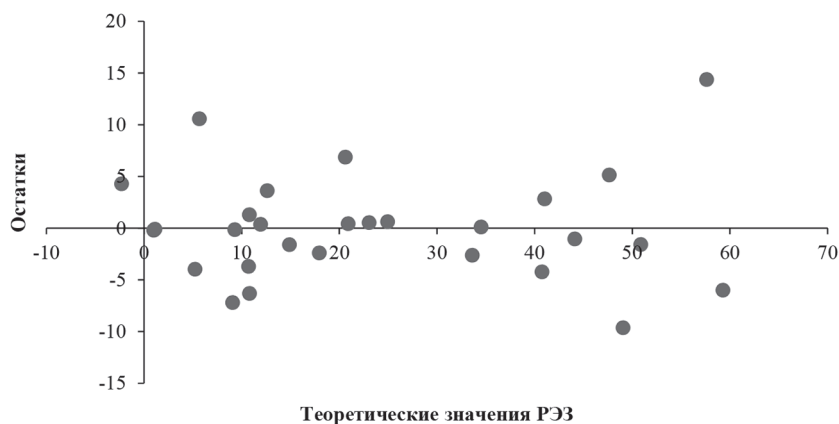


Рис. 3. График зависимости остатков  $\varepsilon_t$  от теоретических значений российского экспорта зерна

Fig. 3. Graph of the dependence of  $\varepsilon_t$  residuals on theoretical values of Russian grain exports

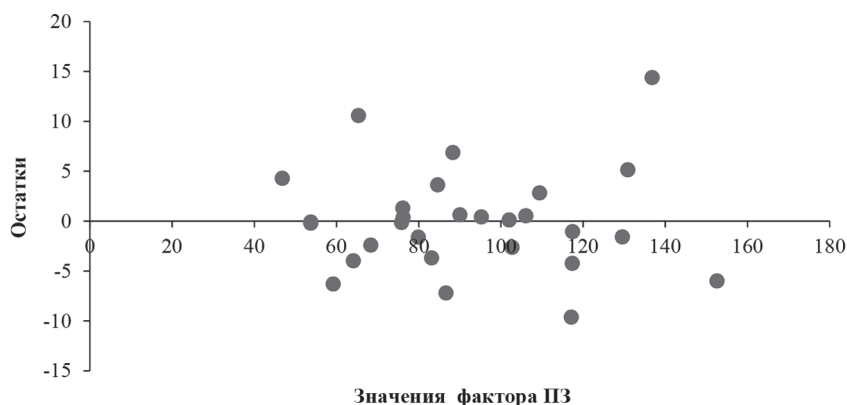


Рис. 4. График зависимости остатков  $\varepsilon_t$  от фактора «Производство зерна»

Fig. 4. Graph of the dependence of  $\varepsilon_t$  residuals on the “Grain production” factor

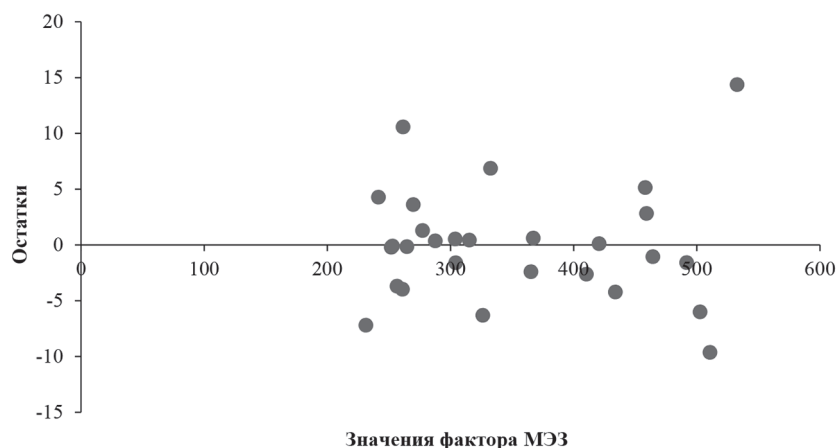


Рис. 5. График зависимости остатков  $\varepsilon_t$  от фактора «Мировой экспорт зерна»

Fig. 5. Graph of dependence of  $\varepsilon_t$  residuals on the “Global grain exports” factor

поля, т.е. зависимость между  $\varepsilon_t$  и факторными признаками отсутствует, что подтверждает выполнение второй предпосылки МНК.

Третья предпосылка МНК — для случайных остатков  $\varepsilon_t$  должно выполняться требование гомоскедастичности — означает, что остатки имеют одинаковую дисперсию для всех объясняющих переменных модели. В некоторой степени гомоскедастичность остатков характеризуется отсутствием зависимости между  $\varepsilon_t$  и факторными переменными, для чего можно использовать ранее рассмотренные графики 4 и 5, которые свидетельствуют об отсутствии гетероскедастичности остатков.

В исследовании оценка выполнения третьей предпосылки МНК произведена при помощи теста ранговой корреляции Спирмена. Тест Спирмена выполняется в три этапа:

1 этап — ранжируют по возрастанию абсолютные величины случайных остатков  $|\varepsilon_t|$  и значения объясняющих переменных  $x_j$ ;

2 этап — определяют коэффициент ранговой корреляции Спирмена по формуле:

$$r_s = 1 - 6 \left[ \frac{\sum d_i^2}{n(n^2 - 1)} \right] \quad (4)$$

где  $d_i$  — разность между рангами, которые соответствуют двум показателям: случайным остаткам и одному факторному признаку;

$n$  — число ранжируемых объектов (наблюдений).

3 этап — производится оценка значимости коэффициента ранговой корреляции по критерию Стьюдента. Для этого определяют расчетный  $t$ -критерий по формуле:

$$t_{расч} = \frac{r_s \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_s^2}} \quad (5)$$

Расчетное значение сравнивают с табличным значением  $t$ -критерия, который определяется по таблицам критических

значений Стьюдента для уровня значимости  $\alpha$  и числа степеней свободы  $\nu = n - m - 1$ . В случае, если  $t_{\text{расч}} \geq t_{\text{табл}}$ , гипотеза о гомоскедастичности остатков отвергается, в остатках присутствует гетероскедастичность; в противном случае, если  $t_{\text{расч}} < t_{\text{табл}}$  коэффициент ранговой корреляции Спирмена признается значимым, что подтверждает гипотезу о наличии гомоскедастичности остатков.

В таблице 6 приведена матрица рангов абсолютных значений остатков  $|\varepsilon_t|$  и факторных признаков производства зерна ПЗ и объемов мирового экспорта зерна МЭЗ, произведен расчет суммы квадратов разностей рангов для определения коэффициента ранговой корреляции Спирмена.

По формуле (4) рассчитывается коэффициент ранговой корреляции Спирмена и определяется расчетное значение  $t$ -критерия по формуле (5):

– для остатков  $|\varepsilon_t|$  и фактора ПЗ:

$$r_{s(\text{ПЗ})} = 1 - 6 \times \frac{2880}{28(28^2 - 1)} = 0,211$$

$$t_{\text{расч}(\text{ПЗ})} = \frac{0,211 \times \sqrt{28-2}}{\sqrt{1-0,211^2}} = 1,101$$

– для остатков  $|\varepsilon_t|$  и фактора МЭЗ:

$$r_{s(\text{МЭЗ})} = 1 - 6 \times \frac{2930}{28(28^2 - 1)} = 0,198$$

$$t_{\text{расч}(\text{МЭЗ})} = \frac{0,198 \times \sqrt{28-2}}{\sqrt{1-0,198^2}} = 1,030$$

Для уровня значимости  $\alpha = 5\%$  и числа степеней свободы  $\nu = 25$  табличный  $t$ -критерий равен 2,0595. Вывод: гипотеза о гомоскедастичности остатков подтверждена, третья предпосылка МНК выполняется.

Особо важное значение имеет выполнение четвертой предпосылки МНК – отсутствие автокорреляции остатков  $\varepsilon_t$ . Соблюдение данного требования обеспечивает эф-

## Матрица рангов показателей

## Matrix of indexes' ranks

№ объекта (наблюдения)	Ранг остатков $ \varepsilon_t $ $d_\varepsilon$	Ранг фактора ПЗ $d_{\text{ПЗ}}$	Ранг фактора МЭЗ $d_{\text{МЭЗ}}$	$(d_\varepsilon - d_{\text{ПЗ}})^2$	$(d_\varepsilon - d_{\text{МЭЗ}})^2$
1	25	14	1	121	576
2	20	1	2	361	324
3	4	2	3	4	1
4	2	3	4	1	4
5	18	5	6	169	144
6	17	12	5	25	144
7	16	13	9	9	49
8	27	6	7	441	400
9	3	8	8	25	25
10	10	9	10	1	0
11	5	10	11	25	36
12	12	11	13	1	1
13	7	20	12	169	25
14	6	17	14	121	64
15	23	4	15	361	64
16	24	15	16	81	64
17	13	7	17	36	16
18	8	16	18	64	100
19	14	19	19	25	25
20	1	18	20	289	361
21	19	23	21	16	4
22	21	26	22	25	1
23	15	21	23	36	64
24	9	24	24	225	225
25	11	25	25	196	196
26	26	22	27	16	1
27	22	28	26	36	16
28	28	27	28	1	0
$\Sigma$				2880	2930

Таблица 7 / Table 7

## Автокорреляционная функция остатков

## Autocorrelation function of residuals

Показатель	Значение
коэффициент автокорреляции 1-го порядка	-0,134745
коэффициент автокорреляции 2-го порядка	0,003978
коэффициент автокорреляции 3-го порядка	-0,132559
коэффициент автокорреляции 4-го порядка	-0,197332
коэффициент автокорреляции 5-го порядка	-0,205715

фективность коэффициентов регрессии, их состоятельность и существенность. Автокорреляция остатков определяет зависимость между остатками текущих и предыдущих наблюдений в ряду динамики остатков. Оценка автокорреляции остатков может быть осуществлена на основе расчета линейных коэффициентов ав-

токорреляции, приведенных в таблице 7.

Столь низкие значения приведенных в таблице показателей коэффициентов указывают на отсутствие автокорреляции остатков.

Проверка на автокорреляцию может быть дополнена тестом Дарбина-Уотсона, который предполагает определе-

ние фактического критерия  $d$  по формуле:

$$d = \frac{\sum_{i=2}^n (\varepsilon_i - \varepsilon_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2} \quad (6)$$

где  $\varepsilon_i$  и  $\varepsilon_{i-1}$  — остатки линейной динамической модели, рассчитанные на текущий и предыдущий моменты времени.

Метод Дарбина-Уотсона предполагает построение соответствующих зон, каждая из которых определяет выполнение или невыполнение четвертой предпосылки МНК. Для их построения по таблицам критериев Дарбина-Уотсона находят критические значения критерия, с помощью которых интервал [0–4] разбивается на пять отрезков. Для заданного числа наблюдений  $n = 28$ , количества переменных  $k = 2$  и уровня значимости  $\alpha = 5\%$  критические значения критерия составили:  $d_1 = 1,037$  и  $d_2 = 1,323$ . В результате определены следующие зоны критериев:

1-я зона: 0–1,037 — имеется положительная автокорреляция остатков;

2-я зона: 1,037–1,323 — зона неопределенности;

3-я зона: 1,323–2,677 — автокорреляция остатков отсутствует;

4-я зона: 2,677–2,963 — зона неопределенности;

5-я зона: 2,963–4 — имеется отрицательная автокорреляция остатков.

Фактическое значение критерия Дарбина-Уотсона, рассчитанное по формуле (6), составило:

$$d_{\text{факт}} = \frac{1347,392}{720,625} = 1,870$$

Попадание  $d_{\text{факт}}$  в третью зону означает отсутствие автокорреляции остатков, а, значит, выполнение четвертой предпосылки МНК.

Пятая предпосылка МНК о нормальном распределении остатков выполняется автоматически, если факторные признаки не являются случайными в исследуемой модели, что подтверждается проверкой

модели на значимость с помощью  $t$ -критериев Стьюдента и  $F$ -критерия Фишера.

Выполнение всех пяти предпосылок дает основание утверждать, что построенная классическая линейная модель множественной регрессии достаточно хорошо описывает взаимосвязи, сложившиеся между рассматриваемыми признаками, и может быть использована для прогноза развития российского экспорта зерновых на краткосрочный период.

В прогнозных расчетах по найденному уравнению множественной регрессии может быть предсказана на 2025 год величина российского экспорта зерна путем подстановки соответствующих прогнозных значений показателей производства зерна в России и мирового экспорта зерна. Точечный прогноз дополняется интервальной оценкой результативного показателя на основе рассчитанных стандартных ошибок.

### Заключение

Стоит отметить, что эконометрические модели достаточно распространены не только при построении прогноза показателей экспорта товаров [9], но и в иных областях экономики [10, 12, 13], что доказывает их востребованность и актуальность. При этом исследования ученых показывают, что построение модели прогнозирования состояния отраслевого рынка, обеспечивающей результаты, максимально приближенным к фактическим значениям, является одной из ключевых задач и одновременно проблем, поскольку любой рынок и, особенно, международный, подвержен динамичным колебаниям. В этой связи предпочтения отдаются оперативным и краткосрочным моделям [14]. Тем не менее, использование корреляционно-регрессионного анализа при соответствующей выборке данных и грамотно подобранных переменных, обеспечивает достаточно точ-

ные результаты, что и показало настоящее исследование.

Для обоснования полученной модели воспользуемся данными федерального центра «Агроэкспорт», в соответствии с которыми в 2024 году Россия достигла рекордных поставок зерновых культур на мировые рынки — 72 млн т при валовом сборе зерна в 136,87 млн т [15]. Международный Совет по Зерну (IGC) прогнозирует рекордный уровень производства зерна в сезоне 2025–2026 гг. — 2368 млн т. На долю России придется 133,6 млн т. При этом объем мировой торговли зерном будет значительно ниже предыдущих периодов и составит по прогнозу IGC 423,7 млн т [16].

Подстановка представленных выше данных в авторскую модель (3) показала точечный прогноз экспорта российского зерна в объеме 44,7 млн т. Необходимо заметить, что по данным ФГБУ «Центр Агроаналитики» министерства сельского хозяйства РФ, в 2025 году экспорт зерна в соответствии с оптимистическим прогнозом может составить 45 млн т [16]. В результате получено почти полное совпадение смоделированного в настоящей статье прогноза и прогноза, представленного Министерством сельского хозяйства.

Интервальный прогноз для результативного признака определяется выражением

$$PЭЗ \pm t_{\alpha_0} m_{PЭЗ},$$

где  $t_{\alpha_0}$  — табличный  $t$ -критерий, равный 2,0595;

$m_{PЭЗ}$  — стандартная ошибка уравнения регрессии, равная 3,907.

Таким образом, прогноз объемов российского экспортного зерна будет находиться в интервале:  $36,65 \leq PЭЗ \leq 52,75$ .

В перспективе, опираясь на полученные результаты, могут быть разработаны прогнозные модели по экспорту зерна для отдельных морских бассейнов с учетом сложившихся на современном этапе условий и тенденций развития отечественного и мирового рынка зерна.

## Литература

1. Яркова Т. М. Проблемы и перспективы развития зернового хозяйства России в условиях мировой торговли // Экономика, предпринимательство и право. 2024. Т. 14. № 7. С. 3861–3872. DOI: 10.18334/epp.14.7.121388.

2. Шалаева Л. В. Зерновые ресурсы Российской Федерации в условиях макроэкономических шоков: оценка тенденций в разрезе основных факторов // Продовольственная политика и безопасность. 2023. Т. 10. № 1. С. 157–174. DOI: 10.18334/ppib.10.1.116924.

3. Шалаева Л. В. Мировой и российский рынок зерна: оценка тенденций и перспектив // Продовольственная политика и безопасность. 2023. Т. 10. № 2. С. 287–302. DOI: 10.18334/ppib.10.2.117014.

4. Рязанов В.А. Влияние мирового рынка на внутренние цены на зерно в России // Вестник Института экономики Российской академии наук. 2022. № 4. С. 50–59. DOI: 10.52180/2073-6487\_2022\_4\_50\_59.

5. Савенкова И.В., Матвеева О.П. Реализация экспортного потенциала Российской Федерации на мировом рынке пшеницы // Вестник Белгородского университета кооперации, экономики и права. 2021. № 5(90). С. 47–57. DOI: 10.21295/2223-5639-2021-5-47-57.

6. Давыдовский А. Г. Моделирование и прогнозирование экспорта и импорта пшеницы под влиянием космогеофизических флуктуаций на основе технологий Big Data [Электрон. ресурс] // АгроЭкоИнженерия. 2020. № 2(103). Режим доступа: <https://cyberleninka.ru/article/n/modelirovanie-i-prognozirovanie-eksporta-i-importa-pshenitsy-pod-vliyaniem-kosmogeofizicheskikh-fluktuatsiy-na-osnove-tehnologiy-big>.

7. Статистика стран и регионов [Электрон. ресурс]. Режим доступа: <https://statbase.ru/>.

8. Экспортные горизонты [Электрон. ресурс]. Режим доступа: <https://www.kommersant.ru/doc/7284737>.

9. Ширнаева С.Ю. Эконометрическое моделирование и прогнозирование показателей экспорта товаров Российской Федерации // Фундаментальные исследования. 2020. № 6. С. 172–177. DOI: 10.17513/fr.42796.

10. Перерва О.Л., Степанов С.Е., Незимова С.С. Сравнение эконометрических моделей и методов бизнес-аналитики предсказания банкротства предприятий [Электрон. ресурс] // Научное ведение. 2017. Т. 9. № 6. Режим доступа: <https://naukovedenie.ru/PDF/82EVN617.pdf>.

11. Бабешко Л.О., Бич М.Г., Орлова И.В. Эконометрика и эконометрическое моделирование. М.: ИНФРА-М, 2023. 387 с.

12. Бобровская Е.Д., Полбин А.В. Эконометрическое моделирование функции спроса на краткосрочную аренду жилья (на примере Airbnb в Москве) // Журнал Новой экономической ассоциации. 2023. № 2(59). С. 64–84.

13. Айюбова Н.С. Анализ влияния мировых цен на нефть на ВВП (на примере Азербайджанской Республики) // Статистика и Экономика. 2023. № 20(2). С. 22–41. DOI: 10.21686/2500-3925-2023-2-21-40.

14. Гайдук В.И., Микитаев И.Р. Прогнозирование развития регионального зернового рынка // Политематический сетевой электронный научный журнал Кубанского государственного аграрного университета. 2016. № 120. С. 1047–1066.

15. Экспорт зерна из России достиг рекордных 72 млн тонн в 2024 году [Электрон. ресурс]. Режим доступа: <https://www.vedomosti.ru/business/news/2025/01/28/1088824-eksport-zerna>.

16. IGC прогнозирует рекордное производство зерна в сезоне 2025/26 [Электрон. ресурс]. Режим доступа: <https://oleoscope.com/news/igc-prognoziruuet-rekordnoe-proizvodstvo-sezona/>.

17. В 2025 году экспорт зерна может составить 45 млн тонн [Электрон. ресурс]. Режим доступа: <https://www.agroinvestor.ru/markets/news/43532-v-2025-godu-eksport-zerna-mozhet-sostavit-45-mln-tonn/>.

## References

1. Yarkova T. M. Problems and Prospects for the Development of Grain Economy in Russia in the Context of World Trade. *Ekonomika, predprinimatel'stvo i pravo* = *Economy, Entrepreneurship and Law*. 2024; 14; 7: 3861-3872. DOI: 10.18334/epp.14.7.121388. (In Russ.)

2. Shalayeva L. V. Grain Resources of the Russian Federation in the Context of Macroeconomic Shocks: Assessment of Trends in the Context of Main Factors. *Prodovol'stvennaya politika i bezopasnost'* = *Food Policy and Security*. 2023; 10; 1: 157-174. DOI: 10.18334/ppib.10.1.116924. (In Russ.)

3. Shalayeva L. V. World and Russian Grain Market: Assessment of Trends and Prospects. *Prodovol'stvennaya politika i bezopasnost'* = *Food Policy and Security*. 2023; 10; 2: 287-302. DOI: 10.18334/ppib.10.2.117014. (In Russ.)

4. Ryazanov V.A. The Impact of the World Market on Domestic Grain Prices in Russia. *Vestnik Instituta ekonomiki Rossiyskoy akademii nauk* = *Bulletin of the Institute of Economics of the Russian Academy of Sciences*. 2022; 4: 50-59. DOI: 10.52180/2073-6487\_2022\_4\_50\_59. (In Russ.)

5. Savenkova I.V., Matveyeva O.P. Realization of the Export Potential of the Russian Federation in the World Wheat Market. *Vestnik Belgorodskogo universiteta kooperatsii, ekonomiki i prava* = *Bulletin of the Belgorod University of Cooperation, Economics and Law*. 2021; 5(90): 47-57. DOI: 10.21295/2223-5639-2021-5-47-57. (In Russ.)

6. Davydovskiy A. G. Modeling and forecasting of wheat exports and imports under the influence of cosmogeophysical fluctuations based on Big Data technologies [Internet]. *AgroEkoInzheneriya* = *AgroEcoEngineering*. 2020; 2(103). Available from:

<https://cyberleninka.ru/article/n/modelirovanie-i-prognozirovanie-eksporta-i-importa-pshenitsy-pod-vliyaniem-kosmogeofizicheskikh-fluktuatsiy-nasnovne-tehnologiy-big>. (In Russ.)

7. Statistika stran i regionov = Statistics of countries and regions [Internet]. Available from: <https://statbase.ru/>. (In Russ.)

8. Eksportnyye gorizonty = Export horizons [Internet]. Available from: <https://www.kommersant.ru/doc/7284737>. (In Russ.)

9. Shirnayeveva S.Yu. Econometric modeling and forecasting of indicators of export of goods of the Russian Federation. Fundamental'nyye issledovaniya = Fundamental research. 2020; 6: 172-177. DOI: 10.17513/fr.42796. (In Russ.)

10. Pererva O.L., Stepanov S.Ye., Nezimova S.S. Comparison of econometric models and methods of business analytics for predicting enterprise bankruptcy [Internet]. Naukovedeniye = Naukovedenie. 2017; 9: 6. Available from: <https://naukovedenie.ru/PDF/82EVN617.pdf>. (In Russ.)

11. Babeshko L.O., Bich M.G., Orlova I.V. Ekonometrika i ekonometricheskoye modelirovaniye = Econometrics and econometric modeling. Moscow: INFRA-M; 2023. 387 p. (In Russ.)

12. Bobrovskaya Ye.D., Polbin A.V. Econometric modeling of the demand function for short-term housing rentals (using Airbnb in Moscow as an example). Zhurnal Novoy ekonomicheskoy

assotsiatsii = Journal of the New Economic Association. 2023; 2(59): 64–84. (In Russ.)

13. Ayyubova N.S. Analysis of the impact of world oil prices on GDP (using the Republic of Azerbaijan as an example). Statistika i Ekonomika = Statistics and Economics. 2023; 20(2): 22-41. DOI: 10.21686/2500-3925-2023-2-21-40. (In Russ.)

14. Gayduk V. I., Mikitayev I. R. Forecasting the development of the regional grain market. Politematicheskii setevoy elektronnyy nauchnyy zhurnal Kubanskogo gosudarstvennogo agrarnogo universiteta = Polythematic online electronic scientific journal of the Kuban State Agrarian University. 2016; 120: 1047-1066. (In Russ.)

15. Eksport zerna iz Rossii dostig rekordnykh 72 mln tonn v 2024 godu = Russia's grain exports reached a record 72 million tons in 2024 [Internet]. Available from: <https://www.vedomosti.ru/business/news/2025/01/28/1088824-eksport-zerna>. (In Russ.)

16. IGC prognoziruyet rekordnoye proizvodstvo zerna v sezone 2025/26 = IGC forecasts record grain production in the 2025/26 season [Internet]. Available from: <https://oleoscope.com/news/igc-prognoziruyet-rekordnoe-proizvodstvo-sezona/>. (In Russ.)

17. V 2025 godu eksport zerna mozhet sostavit' 45 mln ton = Grain exports may reach 45 million tons in 2025 [Internet]. Available from: <https://www.agroinvestor.ru/markets/news/43532-v-2025-godu-eksport-zerna-mozhet-sostavit-45-mln-tonn/>. (In Russ.)

#### Сведения об авторах

##### **Марина Владимировна Ботнарюк**

Д.э.н., доцент, профессор кафедры экономической теории, экономики и менеджмента Государственный морской университет имени адмирала Ф.Ф. Ушакова, Новороссийск, Россия

##### **Наталья Николаевна Ксензова**

К.э.н., кандидат экономических наук, доцент, доцент кафедры экономической теории, экономики и менеджмента; Государственный морской университет имени адмирала Ф.Ф. Ушакова, Новороссийск, Россия

##### **Анжелика Леонидовна Гендон**

К.т.н., доцент, доцент Базовой кафедры финансового контроля, анализа и аудита Главного контрольного управления города Москвы Российский экономический университет им. Г.В. Плеханова, Москва, Россия

#### Information about the authors

##### **Marina V. Botnariuk**

Dr. Sci. (Economics), Associate Professor, Professor of the Department of Economic Theory, Economics and Management Admiral F.F. Ushakov State Maritime University, Novorossiysk, Russia

##### **Natalia N. Ksenzova**

Cand. Sci. (Economics), Candidate of Economic Sciences, Associate Professor, Associate Professor of the Department of Economic Theory, Economics and Management; Admiral F.F. Ushakov State Maritime University, Novorossiysk, Russia

##### **Angelika L. Gendon**

Cand. Sci. (Technical), Associate Professor, Associate Professor of the Basic Department of Financial Control, Analysis and Audit of the Main Control Department of the City of Moscow Plekhanov Russian University of Economics, Moscow, Russia