

УДК 004.9:330.43:658.7

## **135. ЭКОНОМЕТРИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ОЦЕНКИ ЗАКУПОЧНОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ В КОНТЕКСТЕ АВТОМАТИЗАЦИИ ПОДДЕРЖКИ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ ПРИ КОМПЛЕКСНЫХ ЗАКУПКАХ В B2B-СЕКТОРЕ**

*Чаяк Я.С., студент гр.272303*

*Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники  
г. Минск, Республика Беларусь*

*Сторожев Д.А. – магистр экон.наук, старший преподаватель  
кафедры ЭИ*

**Аннотация.** В статье рассматривается применение эконометрического моделирования для выявления ключевых факторов, определяющих динамику успешных сделок в закупочной деятельности B2B-сектора. Построена регрессионная модель, позволяющая количественно оценить влияние товарной структуры заказов и логистических параметров на результативность закупок. Обоснована возможность интеграции полученной модели в программное средство комплексной автоматизации закупочной деятельности и поддержки принятия решений при комплексных закупках. Показана связь предложенного подхода с актуальными тенденциями цифровой трансформации закупочных систем, в том числе в контексте развития рынка государственных и коммерческих закупок в рамках ЕАЭС

**Ключевые слова.** Закупочная деятельность; B2B-сектор; эконометрическое моделирование; поддержка принятия решений; автоматизация закупок; комплексные закупки; регрессионный анализ.

Современная практика организации закупочной деятельности в B2B-секторе характеризуется нарастающей сложностью, обусловленной расширением номенклатуры товарных категорий, увеличением числа контрагентов и ужесточением требований к срокам и качеству поставок. Как отмечает А. В. Запольский, рациональная организация функционирования рынка закупок является одним из ведущих направлений повышения эффективности экономики – как на уровне государственных нужд, так и в коммерческом секторе [1]. Рынки государственных закупок в странах ЕАЭС составляют от 5 до 15 % ВВП, выступая при этом базовым элементом обеспечения нормальной работы как государственных, так и частных экономических структур [1, 2].

Общепризнанным является тот факт, что совершенствование систем закупок направлено на развитие справедливой конкуренции, снижение затрат и повышение эффективности обеспечения потребностей заказчиков качественными товарами, работами и услугами [2]. При этом эффективность закупочного процесса зависит от целого ряда факторов: нормативно-правового регулирования, рациональной организации рыночной инфраструктуры, квалификации участников, а также от степени цифровизации операционной деятельности [1, 3]. В условиях цифровой трансформации экономик, протекающей в рамках интеграционных процессов ЕАЭС, перевод закупок в электронный формат предусматривает автоматизацию принятия решений с учетом повышения качества и полноты сведений, что непосредственно касается и коммерческого B2B-сектора [1, 4].

Целью настоящей работы является построение и анализ эконометрической модели, выявляющей факторы, влияющие на ежемесячное изменение количества успешных закупочных сделок, а также обоснование возможности применения данной модели в качестве аналитического компонента программного средства комплексной автоматизации закупочной деятельности в B2B-секторе.

Информационной базой исследования послужили агрегированные помесечные данные о закупочных операциях, осуществлявшихся в рамках B2B-взаимодействия за период с января 2024 г. по декабрь 2025 г. (24 наблюдения). Каждая транзакция характеризовалась статусом исполнения (успешная доставка – STATUS\_1 = 1), принадлежностью к одной из пяти товарных категорий (Electronics, Furniture, Office Supplies, Raw Materials, Clothing), средним временем доставки в днях (DELIVERY\_DAYS) и итоговой стоимостью заключенной сделки. Следует отметить, что ограниченный объем выборки может снижать устойчивость оценок модели, что требует дальнейшего расширения базы данных в будущих исследованиях.

Для целей моделирования в качестве зависимой переменной было выбрано ежемесячное изменение количества успешно доставленных заказов – D(STATUS\_1), рассчитанное как первая

разность соответствующего временного ряда. Использование первой разности зависимой переменной позволяет анализировать динамику изменения эффективности закупок, а не их абсолютный уровень. Такой подход обусловлен необходимостью обеспечения стационарности ряда, что является стандартным требованием регрессионного анализа временных рядов [5].

В качестве независимых переменных использовались первые разности количества заказов по каждой из товарных категорий – D(ITEM\_0) ... D(ITEM\_4), а также лагированное на один период (месяц) среднее время доставки DELIVERY\_DAYS(-1). Включение лагированного значения времени доставки основано на гипотезе о том, что логистические задержки предшествующего периода оказывают отложенное негативное влияние на результативность закупок в текущем периоде. Аналогичный подход к анализу временных характеристик закупочного бизнес-процесса и их влияния на эффективность системы применялся в работе А. В. Запольского при разработке методики оценки эффективности системы государственных закупок в Республике Беларусь [3, 5].

Для проверки стационарности панельных данных был использован расширенный тест Дики–Фуллера (ADF) на основе критерия Фишера (ADF-Fisher) и тест Чой (Choi Z-stat). В спецификацию теста были включены индивидуальные эффекты и индивидуальные линейные тренды для каждой из шести переменных, выбор оптимальной длины лага осуществлялся на основе информационного критерия Шварца (SIC). Полученные значения ADF-Fisher (111,914) и Choi Z-stat (-9,081) статистически значимы на уровне 1% ( $p < 0,001$ ), что позволяет отвергнуть нулевую гипотезу о наличии единичного корня. Таким образом, все рассматриваемые ряды являются стационарными в уровнях, что обосновывает возможность их использования в эконометрическом моделировании без предварительного перехода к разностям. Результаты теста представлены на рисунке 1.

|                                                                                                                                          |           |         |         |     |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------|---------|---------|-----|
| Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends                                                                        |           |         |         |     |
| Automatic selection of maximum lags                                                                                                      |           |         |         |     |
| Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1                                                                                      |           |         |         |     |
| Total number of observations: 129                                                                                                        |           |         |         |     |
| Cross-sections included: 6                                                                                                               |           |         |         |     |
| Method                                                                                                                                   | Statistic | Prob.** |         |     |
| ADF - Fisher Chi-square                                                                                                                  | 111.914   | 0.0000  |         |     |
| ADF - Choi Z-stat                                                                                                                        | -9.08079  | 0.0000  |         |     |
| ** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality. |           |         |         |     |
| Intermediate ADF test results D(UNTITLED)                                                                                                |           |         |         |     |
| Series                                                                                                                                   | Prob.     | Lag     | Max Lag | Obs |
| D(ITEM_0)                                                                                                                                | 0.0010    | 1       | 4       | 21  |
| D(ITEM_1)                                                                                                                                | 0.0003    | 0       | 4       | 22  |
| D(ITEM_2)                                                                                                                                | 0.0000    | 0       | 4       | 22  |
| D(ITEM_3)                                                                                                                                | 0.0000    | 0       | 4       | 22  |
| D(ITEM_4)                                                                                                                                | 0.0002    | 1       | 4       | 21  |
| D(DELIVERY_...                                                                                                                           | 0.0006    | 1       | 4       | 21  |

Рисунок 1 – Результаты теста Дики–Фуллера (ADF) для выбранных временных рядов

Модель оценивалась методом наименьших квадратов (МНК) с последующей верификацией по комплексу диагностических тестов: проверка нормальности распределения остатков (критерий Жарка – Бера), тест на гетероскедастичность (тест Бройша – Пагана – Годфри), тест на автокорреляцию остатков (тест Бройша – Годфри), а также анализ мультиколлинеарности (показатели VIF).

Результаты оценки построенной регрессионной модели представлены на рисунке 2 и свидетельствуют о ее высоком качестве. Коэффициент детерминации  $R^2$  составил 0,981, что означает: модель объясняет 98,1 % дисперсии зависимой переменной. F-статистика модели равна 135,4 при  $p\text{-value} < 0,000001$ , что подтверждает ее общую статистическую значимость. Все включенные регрессоры являются индивидуально значимыми на уровне  $\alpha = 0,05$ .

Таким образом, получим формулу для полученной эконометрической модели, которую можем использовать в программном средстве для прогнозирования спешности закупочных процедур, а также поддержки принятия решений:

$$\Delta y_t = 11,91 + 0,91\Delta x_{1t} + 0,74\Delta x_{2t} + 0,68\Delta x_{3t} + 0,88\Delta x_{4t} + 0,38\Delta x_{5t} - 0,47x_{6t-1}, \quad (1)$$

где  $y$  – число успешных доставок в текущем месяце,  $x_1$  – заказы по категории Electronics,  $x_2$  – заказы по категории MRO,  $x_3$  – заказы по категории Office Supplies,  $x_4$  – заказы по категории Packaging,  $x_5$  – заказы по категории Raw Materials,  $x_6$  – среднее время доставки DELIVERY\_DAYS(-1).

| Dependent Variable: D(STATUS_1)             |             |                       |             |        |
|---------------------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| Method: Least Squares                       |             |                       |             |        |
| Date: 11/11/25 Time: 19:55                  |             |                       |             |        |
| Sample (adjusted): 2022M02 2023M12          |             |                       |             |        |
| Included observations: 23 after adjustments |             |                       |             |        |
| Variable                                    | Coefficient | Std. Error            | t-Statistic | Prob.  |
| C                                           | 11.90625    | 4.230365              | 2.814472    | 0.0125 |
| D(ITEM_0)                                   | 0.911540    | 0.076524              | 11.91189    | 0.0000 |
| D(ITEM_1)                                   | 0.738200    | 0.127572              | 5.786543    | 0.0000 |
| D(ITEM_2)                                   | 0.678128    | 0.081627              | 8.307670    | 0.0000 |
| D(ITEM_3)                                   | 0.883408    | 0.117838              | 7.496821    | 0.0000 |
| D(ITEM_4)                                   | 0.378631    | 0.072993              | 5.187220    | 0.0001 |
| DELIVERY_DAYS(-1)                           | -0.472179   | 0.167405              | -2.820577   | 0.0123 |
| R-squared                                   | 0.980685    | Mean dependent var    | -0.173913   |        |
| Adjusted R-squared                          | 0.973442    | S.D. dependent var    | 8.032050    |        |
| S.E. of regression                          | 1.308955    | Akaike info criterion | 3.622125    |        |
| Sum squared resid                           | 27.41381    | Schwarz criterion     | 3.967710    |        |
| Log likelihood                              | -34.65444   | Hannan-Quinn criter.  | 3.709039    |        |
| F-statistic                                 | 135.3956    | Durbin-Watson stat    | 2.880237    |        |
| Prob(F-statistic)                           | 0.000000    |                       |             |        |

Рисунок 2 – Результаты оценки построенной модели

Интерпретация полученных коэффициентов позволяет сделать ряд содержательных выводов о структуре закупочного процесса. Наибольшее положительное влияние на прирост числа успешных доставок оказывает увеличение заказов по категории Electronics (коэффициент 0,912): прирост числа заказов электроники на единицу сопровождается приростом успешных доставок на 0,91 единицы при прочих равных условиях. Значительное влияние также оказывают категории Furniture (0,883) и Office Supplies (0,738). Категория Clothing демонстрирует коэффициент 0,678, а наименьший вклад вносит категория Raw Materials (0,379). Такая дифференциация может быть обусловлена различиями в логистических цепочках, надежности поставщиков и стандартизованности продукции в различных товарных сегментах.

Принципиально важным результатом является статистически значимое отрицательное влияние лагированного времени доставки (коэффициент -0,472,  $p = 0,012$ ): увеличение среднего срока доставки в предыдущем месяце на один день приводит к снижению прироста успешных доставок в текущем периоде на 0,47 единицы. Данный вывод согласуется с концепцией оценки эффективности закупочного процесса, предложенной А. В. Запольским, где временные характеристики бизнес-процесса рассматриваются как существенный фактор качества системы [3]. Аналогично, в исследованиях рынков государственных закупок стран ЕАЭС отмечается, что операционная эффективность процедур, включая временные параметры, является критическим фактором результативности закупочных систем [1, 2, 4].

Результаты анализа остатков приведены на рисунке 3.

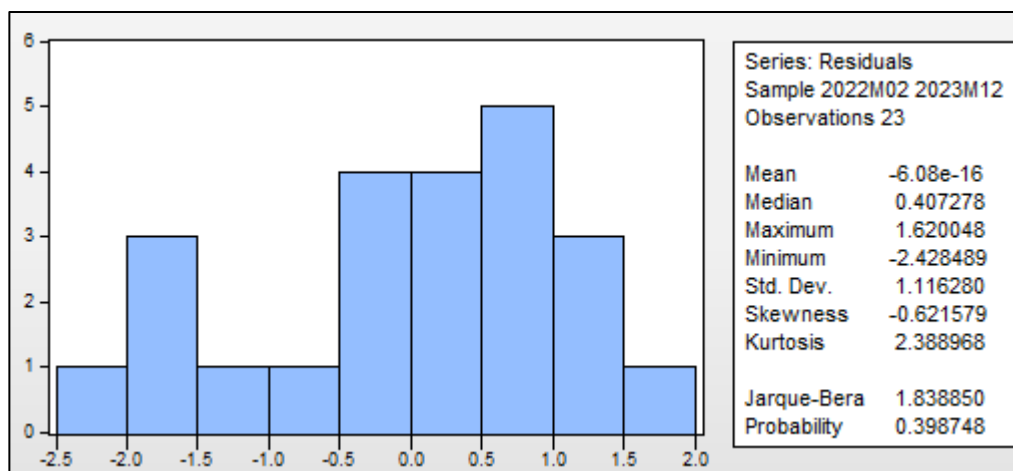


Рисунок 3 – Результаты оценки остатков построенной модели

Значения факторов инфляции дисперсии (VIF) для всех переменных находятся в диапазоне 1,39–1,89, что существенно ниже критического порога 5-10 и свидетельствует об отсутствии мультиколлинеарности. Нормальность распределения остатков подтверждена тестом Жарка – Бера (статистика 1,84,  $p = 0,40$ ). Результаты VIF приведены на рисунке 4.

| Included observations: 23 |                         |                   |                 |
|---------------------------|-------------------------|-------------------|-----------------|
| Variable                  | Coefficient<br>Variance | Uncentered<br>VIF | Centered<br>VIF |
| C                         | 17.89599                | 240.2338          | NA              |
| D(ITEM_0)                 | 0.005856                | 1.500394          | 1.496680        |
| D(ITEM_1)                 | 0.016275                | 1.595767          | 1.589159        |
| D(ITEM_2)                 | 0.006663                | 1.718847          | 1.718847        |
| D(ITEM_3)                 | 0.013886                | 1.888319          | 1.885148        |
| D(ITEM_4)                 | 0.005328                | 1.390018          | 1.389883        |
| DELIVERY_DAYS(-1)         | 0.028024                | 239.5919          | 1.502722        |

Рисунок 4 – Результаты VIF построенной модели

Тест Бройша – Годфри на автокорреляцию остатков дает результат по критерию  $\chi^2$  ( $p = 0,028$ ), по F-критерию ( $p = 0,074$ ) гипотеза об отсутствии автокорреляции не отвергается на уровне значимости 5 %, что говорит об отсутствии автокорреляции. Результаты теста Бройша – Годфри приведены на рисунке 5.

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: |          |                     |        |
|---------------------------------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic                                 | 3.162858 | Prob. F(2,14)       | 0.0735 |
| Obs*R-squared                               | 7.158000 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0279 |

Рисунок 5 – Результаты теста Бройша – Годфри построенной модели

Диагностика модели подтверждает выполнение ключевых предпосылок МНК. Тест Бройша – Пагана – Годфри не выявил гетероскедастичности (F-statistic = 0,647,  $p = 0,692$ ). Результаты теста Бройша – Пагана – Годфри приведены на рисунке 6.

| Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey |          |                     |        |
|------------------------------------------------|----------|---------------------|--------|
| F-statistic                                    | 0.647206 | Prob. F(6,16)       | 0.6919 |
| Obs*R-squared                                  | 4.491945 | Prob. Chi-Square(6) | 0.6104 |
| Scaled explained SS                            | 1.509667 | Prob. Chi-Square(6) | 0.9588 |

Рисунок 6 – Результаты теста Бройша – Пагана – Годфри построенной модели

Прогнозная сила модели оценивается как высокая: средняя абсолютная процентная ошибка прогноза (MAPE) составляет приблизительно 12,7 %. Декомпозиция ошибки по Тейлу демонстрирует практически идеальную структуру: систематическая ошибка (bias proportion) составляет менее 0,1 %, а несмещенная случайная составляющая (covariance proportion) – 99,5 %, что свидетельствует об отсутствии систематического смещения прогноза. График прогноза и его результаты представлены на рисунке 7.

Полученные результаты эконометрического моделирования имеют непосредственное прикладное значение для разработки программного средства комплексной автоматизации закупочной деятельности и поддержки принятия решений при комплексных закупках в B2B-сегменте. Интеграция предложенной модели в архитектуру такого программного средства может быть реализована по нескольким направлениям.

Во-первых, модель может использоваться в подсистеме прогнозирования для оценки ожидаемого числа успешных доставок на предстоящий период в зависимости от планируемой товарной структуры заказов. Это позволяет менеджерам по закупкам заблаговременно корректировать объемы заказов по отдельным товарным категориям, ориентируясь на прогнозируемую результативность [6].

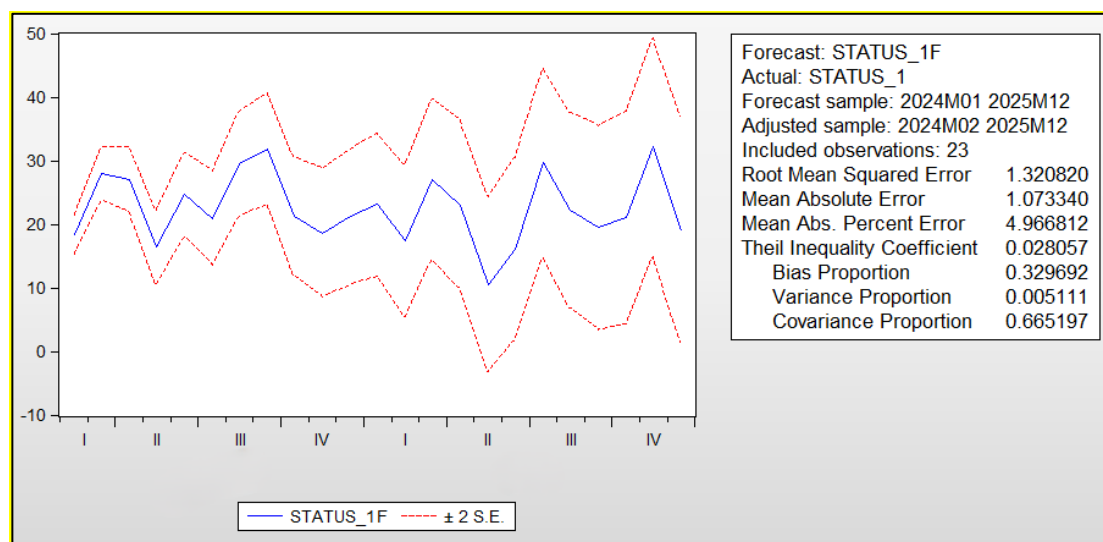


Рисунок 7 – Результаты прогноза построенной модели

Во-вторых, выявленная значимость лагированного времени доставки как предиктора успешности закупок обосновывает необходимость включения в программное средство модуля мониторинга логистических показателей с автоматическим формированием предупреждений (алертов) при превышении пороговых значений сроков доставки. Такой модуль обеспечивает превентивное реагирование на потенциальное снижение доли успешных сделок.

В-третьих, дифференциация коэффициентов влияния по товарным категориям позволяет реализовать в программном средстве функцию приоритизации закупок: система может ранжировать товарные категории по степени их вклада в общую результативность и рекомендовать оптимальное распределение закупочного бюджета [7].

Следует подчеркнуть, что предложенный подход соответствует общему тренду цифровизации закупочных процессов, который, как отмечается в работах [1, 2], предусматривает решение комплекса проблем по упрощению операционной деятельности участников закупочного процесса на основе автоматизации принятия решений с учетом повышения качества и полноты сведений. Методика оценки эффективности системы государственных закупок, предложенная А. В. Запольским [3, 6], также базируется на принципе формирования комплексного интегрального показателя на основе измеряемых параметров закупочного процесса, что концептуально согласуется с нашим подходом, при котором

измеряемые характеристики (товарная структура, время доставки) преобразуются в прогнозный показатель результативности.

При этом, в отличие от методик оценки эффективности государственных закупок, оперирующих преимущественно ретроспективными данными и экспертными весовыми коэффициентами [3, 7, 8], предлагаемая эконометрическая модель обладает прогнозной функцией и позволяет осуществлять сценарный анализ – ключевое свойство для системы поддержки принятия решений, что повышает обоснованность управленческих решений в условиях неопределенности.

В работе разработана эконометрическая модель, позволяющая оценивать влияние ключевых факторов на результативность закупочной деятельности. Включение авторегрессионного компонента и использование стационарных рядов обеспечивают корректность модели.

Полученные результаты подтверждают возможность применения эконометрических методов в системах поддержки принятия решений и их интеграции в современные программные средства автоматизации закупочной деятельности.

**Список использованных источников:**

- 1 Запольский, А. В. Трансформация рынков государственных закупок в рамках ЕАЭС / А. В. Запольский // *Белорусский экономический журнал*. – 2021. – С. 14–24.
- 2 Запольский, А. В. Особенности формирования рынка государственных закупок в Республике Беларусь в рамках реализации интеграционной модели ЕАЭС / А. В. Запольский // *Материалы науч.-практ. конф.* – Минск : БГЭУ, 2020. – С. 101–102.
- 3 Запольский, А. В. Оценка эффективности системы государственных закупок в Республике Беларусь / А. В. Запольский // *Белорусский экономический журнал*. – 2022. – С. 22–31.
- 4 Договор о Евразийском экономическом союзе [Электронный ресурс] : Астана, 29 мая 2014 г. – Режим доступа: <http://economy.gov.ru/minrec/about/structure/depSNG/agreement-eurasian-economic-union>. – Дата доступа: 20.02.2026.
- 5 Эконометрика : учебник / под ред. И. И. Елисеевой. – М. : Проспект, 2020. – 288 с.
- 6 Магина, П. Ключевые показатели эффективности государственных закупок / П. Магина // Доклад. – 10-я Платформа ОЭСР по обмену знаниями в области государственных закупок. – Стамбул, 26 мая 2014 г. – 13 с.
- 7 Короленок, Г. А. Принципы формирования государственных закупок в ЕС / Г. А. Короленок, А. В. Запольский // *Вестн. Беларус. дзярж. экан. ун-та*. – 2019. – № 6. – С. 5–12.
- 8 Гуцин, А. Ю. Определение эффективности и способы ее оценки в системе государственного заказа / А. Ю. Гуцин // *Фундам. исслед.* – 2012. – № 9-1. – С. 204–208.

UDC 004.9:330.43:658.7

## AN ECONOMETRIC APPROACH TO ASSESSING PROCUREMENT PERFORMANCE IN THE CONTEXT OF AUTOMATED DECISION SUPPORT FOR COMPLEX B2B TRANSACTIONS

*Chayuk Y.S., student of group 272303*

*Belarusian State University of Informatics and Radioelectronics, Minsk, Republic of Belarus*

*D.A. Storozhev, Master of Economic Sciences*

**Abstract.** The article examines the application of econometric modeling to identify the key factors determining the dynamics of successful transactions in B2B procurement activities. A regression model is developed that enables a quantitative assessment of the impact of the product structure of orders and logistics parameters on procurement performance. The feasibility of integrating the obtained model into a software tool for comprehensive automation of procurement activities and decision support in complex purchasing is substantiated. The connection of the proposed approach with current trends in the digital transformation of procurement systems is demonstrated, including in the context of the development of public and commercial procurement markets within the EAEU.

**Keywords.** Procurement activities; B2B segment; econometric modeling; decision support; procurement automation; complex procurement; regression analysis.