

І. Ю. Леснікова, кандидат технічних наук, доцент кафедри транспортних систем та технологій Академії митної служби України
Н. В. Халіпова, кандидат технічних наук, доцент кафедри транспортних систем та технологій Академії митної служби України

ПРОГНОЗУВАННЯ ОБСЯГІВ МІЖНАРОДНИХ ПЕРЕВЕЗЕНЬ НА ОСНОВІ БАГАТОФАКТОРНОГО КОРЕЛЯЦІЙНО-РЕГРЕСІЙНОГО АНАЛІЗУ

Проведено порівняльний аналіз прогнозних моделей на основі багатофакторного кореляційно-регресійного аналізу та сформульовано критерії вибору моделі прогнозування вантажо потоку зовнішньоекономічної діяльності.

Ключові слова: прогноз вантажо потоку; критерії мультиколінеарності; кореляційно-регресійна модель.

In this paper a comparative analysis of predictive models and formulated criteria for the selection of forecasting models of foreign trade freight on the basis of multifactorial correlation and regression analysis.

Key words: cargo traffic forecast; the criteria of multicollinearity; correlation-regression model.

Постановка проблеми. Швидкі темпи економічного розвитку країн світу сприяють інтенсифікації міжнародних зв'язків і зростанню обсягів торгівлі. Тенденції розвитку світової економіки на сучасному етапі характеризуються постійним розширенням господарських зв'язків і міжнародної економічної кооперації. Тому пріоритетним напрямком політики розвинутих країн стали інтеграційні процеси, що передбачають створення умов для вільного переміщення товарів, послуг, капіталів, робочої сили. Це обумовлює постійне розширення зовнішньоекономічних зв'язків між державами, зростання рівнів транснаціональних потоків і міжнародного транзиту вантажів.

Зовнішня торгівля України з країнами світу – один із важливих факторів, що сприяє реформуванню економіки країни і становленню ринкових відносин. За десятиріччя незалежності товарообмін України з іншими країнами світу збільшився в 1,5–2 рази.

Україна має всі сучасні види транспорту, а її транспортні комунікації з розміщення та складування відповідають внутрішнім транспортно-економічним зв'язкам. За вигідного транспортно-географічного положення в Європейському регіоні та з розвиненими зовнішньоекономічними зв'язками підприємств дуже важливе створення нових методик управління різними видами транспорту і технологій, що прискорили б розвиток транспорту країни в цілому і забезпечили б гармонійне входження транспортної системи України до транспортних систем навколишнього світу.

Прогноз тенденцій розвинення зовнішньоекономічних зв'язків потрібен для визначення потенційних торговельних партнерів, транспортних потоків, розвитку відповідних видів транспорту і транспортної інфраструктури та розширення участі транспортно-дорожнього комплексу України в їх освоєнні [1].

© І. Ю. Леснікова, Н. В. Халіпова, 2014

Аналіз останніх досліджень у публікацій. В останні роки багато авторів надавали свої пропозиції щодо методик моделювання транспортних систем та технологій і прогнозування вантажопотоків. Для моделювання вантажопотоків найбільш можливо використовувати методики, які надали І. Л. Акулич, Ю. Г. Куликов, П. В. Конюховський, А. В. Бесалов, О. М. Назаренко. Дослідження тренд-сезонних процесів і аналіз прогнозних моделей вантажопотоків зовнішньоекономічної діяльності наведено в працях І. Ю. Леснікової та Н. В. Халіпової.

Мета статті – визначення закономірностей зміни обсягів експортно-імпортних вантажопотоків на основі багатофакторного кореляційно-регресійного аналізу для їх прогнозування й оцінки цих моделей на адекватність та точність, використання прогнозування обсягів надходжень до державного бюджету, визначення закономірностей зміни обсягів вантажопотоків. Основне завдання – встановлення адекватних трендових моделей для прогнозування обсягів експортно-імпортних вантажопотоків і надходжень до державного бюджету й оцінка цих моделей на адекватність і точність, їх використання для прогнозування вантажопотоків.

Виклад основного матеріалу. Прогнозування обсягів зовнішньоторговельних зв'язків України – одне з найскладніших завдань. Їх рівень складається під впливом багатьох факторів: головних та другорядних, прямих і протилежних, таких, що переплітаються між собою. Головні з них – зміни в народногосподарському комплексі України та країнах світу, кризові явища в економіці тощо. Тому проблема підвищення точності прогнозування вантажопотоків безпосередньо пов'язана з проблемою раціонального розподілення вантажопотоків між видами наземного транспорту [2].

Оскільки Україна є транзитною державою і через неї проходять великі обсяги вантажопотоків, актуальна проблема встановлення залежностей між обсягом товарів, що перевозяться, світовими цінами на ці товари та надходженнями до державного бюджету.

Об'єкт дослідження – потік вантажів, що переміщується через кордон України в рамках зовнішньоекономічних договорів, предмет – імпортний потік товарів, що оформлюється через митницю “Д”.

Наявність мультиколінеарності веде до зниження практичної цінності моделі та виявляється за допомогою алгоритму Фаррара-Глобера. Для цього застосовуються 3 види критеріїв:

- 1) критерій χ^2 використовується для виявлення мультиколінеарності всього масиву регресорів;
- 2) F -критерій Фішера використовується для визначення зв'язку конкретної ознаки з рештою пояснювальних змінних;
- 3) t -критерій Стьюдента застосовується для встановлення кореляції між двома факторами.

Порівнявши ці критерії з їх критичними значеннями, можна зробити конкретні висновки щодо наявності чи відсутності мультиколінеарності незалежних змінних [3].

1. Обчислюється кореляційна матриця r розміром $(p \times p)$, елементи якої розраховуються за формулами:

$$r_{ij} = \frac{\overline{X_i X_j} - \overline{X_i} \times \overline{X_j}}{\sigma_i \sigma_j}, \quad (1)$$

$$\overline{X_i} = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n x_{il}, \quad \overline{X_i^2} = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n x_{il}^2, \quad (2)$$

$$\sigma_i^2 = \overline{X_i^2} - \overline{X_i}^2, \quad (3)$$

$$\overline{X_i X_j} = \sum_{l=1}^n x_{il} x_{jl}. \quad (4)$$

Обчислюється визначник матриці r . За отриманим значенням визначника можна зробити попередній висновок про наявність мультиколінеарності. Якщо визначник дорівнює нулю, то існує повна мультиколінеарність, тобто наявність у багатofакторній лінійній регресійній моделі лінійної функціональної залежності між двома чи більше пояснювальними (незалежними) змінними. Мультиколінеарність є, якщо визначник близький до нуля.

χ^2 – статистика розраховується за формулою:

$$\chi^2 = - \left[n - 1 - \frac{1}{6}(2p + 5) \right] \ln |\det r|. \quad (5)$$

Значення цього критерію порівнюється з табличним $\chi_{\text{табл}}^2(\alpha, k)$ при $k = \frac{1}{2} p(p-1)$ ступенях свободи і рівні значущості α . Якщо $\chi^2 > \chi_{\text{табл}}^2$, то в масиві пояснювальних змінних наявна мультиколінеарність, а якщо $\chi^2 < \chi_{\text{табл}}^2$, то серед пояснювальних змінних мультиколінеарності немає або вона перебуває в допустимих межах.

2. Матриця $C = r^{-1}$, обернена до матриці r , обчислюється за формулою:

$$C = r^{-1} = (X^{*'} X^*)^{-1} = \frac{1}{|r|} \times \begin{pmatrix} A_{11} & A_{21} & \dots & A_{p1} \\ A_{12} & A_{22} & \dots & A_{p2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ A_{1p} & A_{2p} & \dots & A_{pp} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} & \dots & c_{1p} \\ c_{21} & c_{22} & \dots & c_{2p} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ c_{p1} & c_{p2} & \dots & A_{pp} \end{pmatrix}, \quad (6)$$

де A_{ij} – алгебраїчні доповнення до елемента r_{ij} матриці r .

F -критерій визначається за формулою:

$$F_k = (c_{kk} - 1) \frac{n-p}{p-1}, \quad (7)$$

де c_{kk} – діагональний елемент матриці C , $k = \overline{1, p}$.

Таким чином, отримаємо стільки фактичних значень F_k , скільки є пояснювальних змінних. Отримані фактичні значення F_k порівнюються з табличними $F_{kp}(\alpha, k_1, k_2)$ для $k_1 = p - 1$ ступенів свободи чисельника, $k_2 = n - p$ ступенів свободи знаменника і рівня значущості α . Якщо $F_k > F_{kp}$, то відповідна змінна X_k корелює з іншими пояснювальними змінними, якщо $F_k < F_{kp}$, то не корелює.

3. Часткові коефіцієнти кореляції, що характеризують тісноту зв'язку між двома змінними X_k та X_j за умови, що вся решта змінних не впливає на ці дві змінні, обчислюються за формулою:

$$r_{kj|*} = \frac{-c_{kj}}{\sqrt{c_{kk} c_{jj}}}. \quad (8)$$

t -критерій розраховується для кожної пари пояснювальних змінних X_i і X_j за формулою:

$$t_{ij} = \frac{r_{ij} \sqrt{n-p}}{\sqrt{1-r_{ij}^2}}. \quad (9)$$

Отримані фактичні значення t -статистики порівнюють із табличним $t_{кр}(\alpha, k)$ для $k = n - p$ кількості ступенів свободи і рівня значущості α . Якщо $|t_{ij}| > t_{кр}$, то це означає, що між змінними X_i і X_j існує залежність, якщо $|t_{ij}| < t_{кр}$, то такої залежності немає.

У разі наявності мультиколінеарності для зменшення її негативного впливу можуть застосовуватися багато різних методів. Один із них полягає у виключенні однієї з пояснювальних змінних із розгляду в моделі. З двох змінних X_i, X_j , які мають високий коефіцієнт кореляції і для яких $|t_{ij}| > t_{кр}$, одну виключають із розгляду. При цьому, яку змінну залишити в моделі, а яку виключити, вирішують, виходячи, у першу чергу, з економічних міркувань [4].

Лінійна двофакторна модель має вигляд:

$$\hat{Y} = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 X_1 + \hat{a}_2 X_2. \quad (10)$$

Оцінки параметрів моделі $\hat{a}_0, \hat{a}_1, \hat{a}_2$ визначаються з матричного рівняння:

$$\hat{A} = (X'X)^{-1} \times X'Y. \quad (11)$$

Коефіцієнт детермінації R^2 дає одну з найефективніших оцінок адекватності регресійної моделі. Він є мірою якості моделі та її прогностичної сили. Даний коефіцієнт вказує, яка частина дисперсії пояснюваної змінної визначається регресією.

Коефіцієнт детермінації обчислюється за формулою:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}. \quad (12)$$

Коефіцієнт багатовфакторної кореляції R характеризує тісноту зв'язку всіх пояснювальних змінних із пояснюваною змінною і дорівнює квадратному кореню із коефіцієнта детермінації.

Значущість рівняння регресії визначається за допомогою F -критерію Фішера:

$$F = \frac{R^2(n-m)}{(1-R^2)(m-1)}, \quad (13)$$

де n – кількість спостережень, p – кількість пояснювальних змінних, $m = p + 1$ – кількість параметрів моделі.

Обчислене фактичне значення F -критерію Фішера порівнюється з табличним $F(\alpha, k_1, k_2)$ при ступенях свободи чисельника $k_1 = m - 1$ і $k_2 = n - m$ знаменника та рівні значущості α . Якщо $F > F(\alpha, k_1, k_2)$, то рівняння вважається статистично значущим.

Дисперсія залишків обчислюється за формулою:

$$\sigma_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-m}. \quad (14)$$

Значущість оцінок параметрів моделі $\hat{a}_0, \hat{a}_1, \hat{a}_2$ визначається за допомогою *t*-критерію Стьюдента, що розраховується за формулою:

$$t_j = \frac{|\hat{a}_j|}{\sqrt{\sigma_u^2 c_{jj}}}, \quad j = \overline{0, p}. \quad (15)$$

Обчислене значення *t*-критерію порівнюється з табличним (α – вибраний рівень значущості, $(n - m)$ – ступені свободи).

Якщо $t_j > t_{\text{кр}}(\alpha, n - m)$, то відповідна оцінка параметра економетричної моделі статистично значуща [5].

Одне з головних завдань і важливих етапів регресійного аналізу – це здійснення прогнозу.

Прогнозування – процес передбачення майбутнього стану предмета чи явища на основі аналізу його минулого і сучасного, систематична інформація про якісні й кількісні характеристики розвитку цього предмета чи явища в перспективі.

Результатом прогнозування є прогноз знання про майбутнє і про ймовірний розвиток нинішніх тенденцій [6].

Можна отримати 2 різновиди прогнозів: точковий та інтервальний.

Точкове значення прогнозу обчислюється за формулою:

$$\hat{y}_{np} = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 x_{1np} + \hat{a}_2 x_{2np} + \dots + \hat{a}_p x_{pnp}. \quad (16)$$

Щоб знайти інтервальний прогноз, необхідно визначити середню квадратичну похибку прогнозу \hat{y}_{np} .

Дисперсія похибки прогнозу групової середньої розраховується за формулою:

$$\sigma_{np}^2 = \sigma_u^2 X'_{np} (X' X)^{-1} X_{np}. \quad (17)$$

Середня квадратична похибка прогнозу групової середньої:

$$\sigma_{np} = \sigma_u \sqrt{X'_{np} (X' X)^{-1} X_{np}}. \quad (18)$$

Довірчий інтервал для математичного сподівання $M(y)$ прогнозних значень (інтервальна оцінка прогнозу $M(y)$) розраховується за формулою:

$$\begin{aligned} \hat{y}_{np} - t(\alpha, n - m) \sigma_u \sqrt{X'_{np} (X' X)^{-1} X_{np}} &\leq M(y_{np}(x_{np})) \leq \\ &\leq \hat{y}_{np} + t(\alpha, n - m) \sigma_u \sqrt{X'_{np} (X' X)^{-1} X_{np}}, \end{aligned} \quad (19)$$

де $t(\alpha, n - m)$ – критичне значення *t*-критерію при $n - m$ ступенях свободи і рівні значущості α .

Для визначення інтервального прогнозу індивідуального значення \hat{y}_{np} слід спочатку знайти відповідну стандартну похибку (середнє квадратичне відхилення прогнозу) [7].

Дисперсія індивідуального значення обчислюється за формулою :

$$\sigma_{np(i)}^2 = \sigma_u^2 + \sigma_{np}^2 = \sigma_u^2 (1 + X'_{np} (X' X)^{-1} X_{np}) \quad (20)$$

Середня квадратична похибка:

$$\sigma_{np(i)} = \sigma_u \sqrt{1 + X'_{np} (X' X)^{-1} X_{np}}. \quad (21)$$

Інтервальний прогноз індивідуального значення:

$$\hat{y}_{np} - t(\alpha, n-m) \sigma_u \sqrt{1 + X'_{np} (X' X)^{-1} X_{np}} \leq y_{np} \leq \hat{y}_{np} + t(\alpha, n-m) \sigma_u \sqrt{1 + X'_{np} (X' X)^{-1} X_{np}}.$$

Дослідження вантажопотоку відбувалось на основі вихідних даних про алюмінієві профілі, де X_1 – обсяг профілів алюмінієвих у тоннах, що імпортувався в Україну з 01.01.2012 до 31.12.2012, оформлених через митницю “Д”, X_2 – світові ціни на алюміній за 2012 р. (долар за тону), Y – відповідна сума сплачених платежів за даний товар у тис. грн.

Таблиця 1

Імпорт вантажопотоку з 01.01.2012 до 31.12.2012 р.

Місяць	X_1 , т	X_2 , \$ за т	Y , тис. грн
1	110,592	2149	827,125
2	112,131	2401	865,338
3	123,244	2075	939,669
4	158,656	2042	1258,04
5	184,236	1991	1386,673
6	169,394	1850	1325,17
7	145,241	1875	1214,4729
8	169,614	1799	1390,88
9	114,362	2000	846,615
10	142,785	2034	977,157
11	162,932	2027	1117,28
12	182,729	2050	1302,27

Перевірка факторів X_1, X_2 на наявність мультиколінеарності за допомогою алгоритму Фаррара–Глобера.

1. Визначення кореляційної матриці r для пояснювальних змінних за формулами (1)–(4) $r_{12} = -0,57492$. Ці розрахунки проводилися за допомогою допоміжної розрахункової табл. 2.

Кореляційна матриця r має вигляд: $r = \begin{pmatrix} 1 & -0,57492 \\ -0,57492 & 1 \end{pmatrix}$, $\det r = 0,669472$.

Визначення χ^2 -статистики за формулою (5): $\chi^2 = 3,812027$.

Оскільки $3,812027 < \chi^2_{табл}(1; 0,05) = 3,84$, то серед пояснювальних змінних мультиколінеарності немає.

Допоміжна розрахункова таблиця

Місяць	X_1	X_2	X_1^2	X_2^2	X_1, X_2
1	110,592	2149	12 230,59 046	4 618 201	237 662,21
2	112,131	2401	12 573,36 116	5 764 801	269 226,53
3	123,244	2075	15 189,08 354	4 305 625	255 731,3
4	158,656	2042	25 171,72 634	4 169 764	323 975,55
5	184,236	1991	33 942,9037	3 964 081	366 813,88
6	169,394	1850	28 694,32 724	3 422 500	313 378,9
7	145,241	1875	21 094,94 808	3 515 625	272 326,88
8	169,614	1799	28 768,909	3 236 401	305 135,59
9	114,362	2000	13 078,66 704	4 000 000	228 724
10	142,785	2034	20 387,55 623	4 137 156	290 424,69
11	162,932	2027	26 546,83 662	4 108 729	330 263,16
12	182,7298	2050	33 390,17 835	4 202 500	374 596,08
Середнє значення	147,9931	2024,417	22 589,09 065	4 120 449	297 354,9
σ^2	687,143	22 185,74	x	x	x
σ	26,21 341	148,9488	x	x	x

2. Визначення матриці $C = r^{-1}$ за формулою (6): $C = \begin{pmatrix} 1,493\ 715 & 0,85\ 876 \\ 0,85\ 876 & 1,493\ 715 \end{pmatrix}$.

F -критерій обчислюємо за формулою (7): $F_1 = F_2 = 4,937\ 146$.

Якщо $F_1 < F_{кр}(0,05; 1; 10) = 4,96$, $F_2 < F_{кр}(0,05; 1; 10) = 4,96$, то змінна X_1 не корелює зі змінною X_2 .

3. Частковий коефіцієнт кореляції обчислюється за формулою (8): $r_{12} = -0,57\ 492$;
 t -статистика розраховується за формулою (9): $t_{12} = -2,22\ 197$.

Оскільки $|t_{12}| < t_{кр}(0,05; 10) = 2,228$, то це означає, що між змінними X_1 і X_2 залежності немає.

Результати отриманих розрахунків свідчать про те, що для обраних товарів мультиколінеарності між пояснювальними змінними (обсяг вантажопотоку та світові ціни на товар) немає. Отже, можна переходити до встановлення залежностей між параметрами вантажопотоку за допомогою багатофакторного кореляційно-регресійного аналізу.

На основі даних табл. 1, 2 складено табл. 3 з вихідними даними про профілі алюмінієві, де X_1 – обсяг профілів алюмінієвих у тоннах, що імпортувався в Україну з 01.01.2012 до 31.12.2012, оформлених через митницю “Д”, X_2 – світові ціни на алюміній за 2012 р. (долар за тону), Y – відповідна сума сплачених платежів за даний товар у тис. грн.

Для побудови двофакторної моделі лінійної регресії залежності Y від X_1 та X_2 розраховуємо коефіцієнти кореляції та детермінації, визначаємо значущість рівняння регресії за допомогою F -критерію Фішера та значущість оцінок параметрів моделі за допомогою t -критерію Стьюдента.

Оцінки параметрів моделі \hat{a}_0 , \hat{a}_1 , \hat{a}_2 знаходимо з матричного рівняння (11): $\hat{a}_0 = 667,9541$, $\hat{a}_1 = 6,6501$, $\hat{a}_2 = -0,2624$.

Вихідні дані про алюмінієві профілі

Місяць	Y , тис. грн	X_1 , т	X_2 , \$ за т
1	827,12 506	110,592	2149
2	865,33 843	112,131	2401
3	939,66 941	123,244	2075
4	1258,04 462	158,656	2042
5	1386,67 262	184,236	1991
6	1325,16 679	169,394	1850
7	1214,47 294	145,241	1875
8	1390,87 526	169,614	1799
9	846,61 469	114,362	2000
10	977,1 566 567	142,785	2034
11	1117,27 615	162,932	2027
12	1302,274 207	182,729 796	2050

Економетрична модель двофакторної регресії для суми сплачених платежів за імпортовані профілі алюмінієві має такий вигляд (10): $\hat{Y} = 667,9541 + 6,6501X_1 - 0,2624X_2$.

Зі збільшенням обсягу імпортованих профілів алюмінієвих на 1 т (з незмінною світовою ціною на алюміній) сума платежів зростає на 6,6501 тис. грн; зі збільшенням світової ціни на алюміній на 1 долар за тону (з незмінним обсягом) сума платежів зменшується на 0,2624 тис. грн.

Для обчислення коефіцієнта детермінації за формулою (3) слід заповнити допоміжну розрахункову табл. 4.

Допоміжна розрахункова таблиця

Місяць	y_i	\hat{y}_i	$(y_i - \hat{y}_i)^2$	$(y_i - \bar{y})^2$
1	827,12 506	839,480	152,6338	86 298,1746
2	865,33 843	783,587	6683,3177	65 306,8960
3	939,66 941	943,034	11,3229	32 841,1086
4	1258,04 462	1187,186	5020,9944	18 811,2336
5	1386,67 262	1370,677	255,8616	70 640,0984
6	1325,16 679	1308,977	262,1247	41 728,7743
7	1214,47 294	1141,797	5281,7208	8757,6601
8	1390,87 526	1323,822	4496,0850	72 891,7331
9	846,61 469	903,649	3252,9419	75 227,2581
10	977,1 566 567	1083,742	11 360,4102	20 659,4377
11	1117,27 615	1219,557	10 461,4588	13,0640
12	1302,274 207	1345,178	1840,7749	32 900,0240
Σ	13 450,68 683	13 450,687	49 079,6466	526 075,4624
Середнє значення	1120,8906	x	x	x

Коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,9067$ показує, що на 90,67 % значення суми сплачених платежів визначається обсягом імпортованих профілів алюмінієвих та світовими цінами на алюміній і на 9,33 % – іншими факторами.

Коефіцієнт багатовимірної кореляції $R = 0,952$ свідчить, що зв'язок між змінними X та Y тісний.

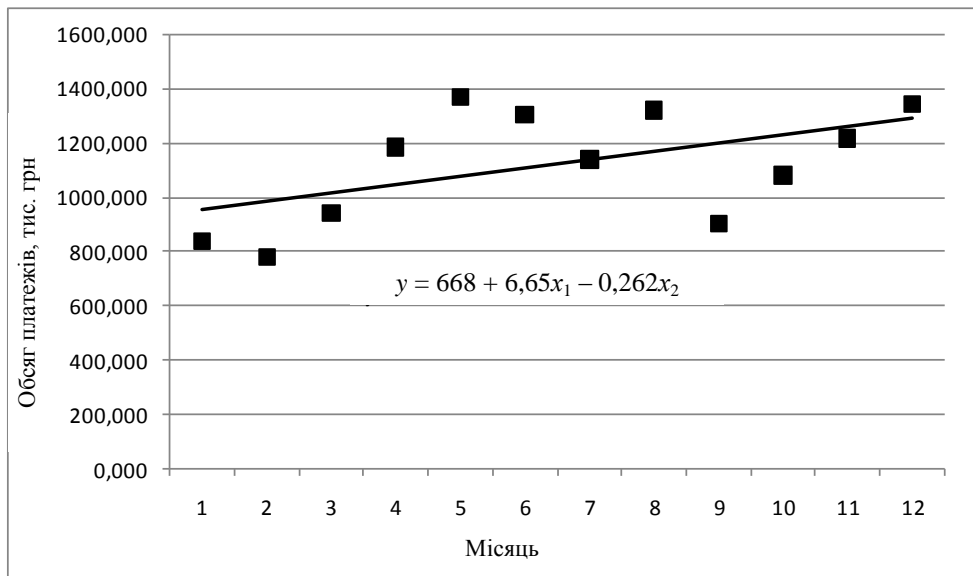


Рис. 1. Лінія тренду до розрахованого рівняння регресії

F -критерій Фішера обчислюється за формулою (13), тоді $F = 43,7347$.

Оскільки $F > F(0,05; 2; 9) = 4,2565$, то рівняння вважається статистично значущим.

Дисперсію залишків визначаємо за формулою (16): $\sigma_u^2 = 5453,2941$.

Значення t -критеріїв – за формулою (17): $t_0 = 1,4668$; $t_1 = 6,6908$; $t_2 = 1,5002$.

Оскільки $t_0 > t_{кр}(0, 2; 9) = 1,38 303$, $t_1 > t_{кр}(0, 2; 9)$, $t_2 > t_{кр}(0, 2; 9)$, це означає, що отримані значення оцінок параметрів $\hat{a}_0 = 667,9541$, $\hat{a}_1 = 6,6501$, $\hat{a}_2 = -0,2624$ статистично значущі. Отже, побудована модель регресії може використовуватись для аналізу і прогнозу економічного процесу.

Використовуючи знайдене рівняння двофакторної регресії для імпортованих профілів алюмінієвих, робимо прогноз для індивідуальних значень y_{np} при $x_{np1} = 190$ т, $x_{np2} = 2000$ \$/т.

Отримане рівняння регресії має вигляд:

$$\hat{Y} = 667,9541 + 6,6501X_1 - 0,2624X_2.$$

$$\hat{y}_{np} = 667,9541 + 6,6501 \times 190 - 0,2624 \times 2000 = 1406,6462 \text{ (тис. грн)}.$$

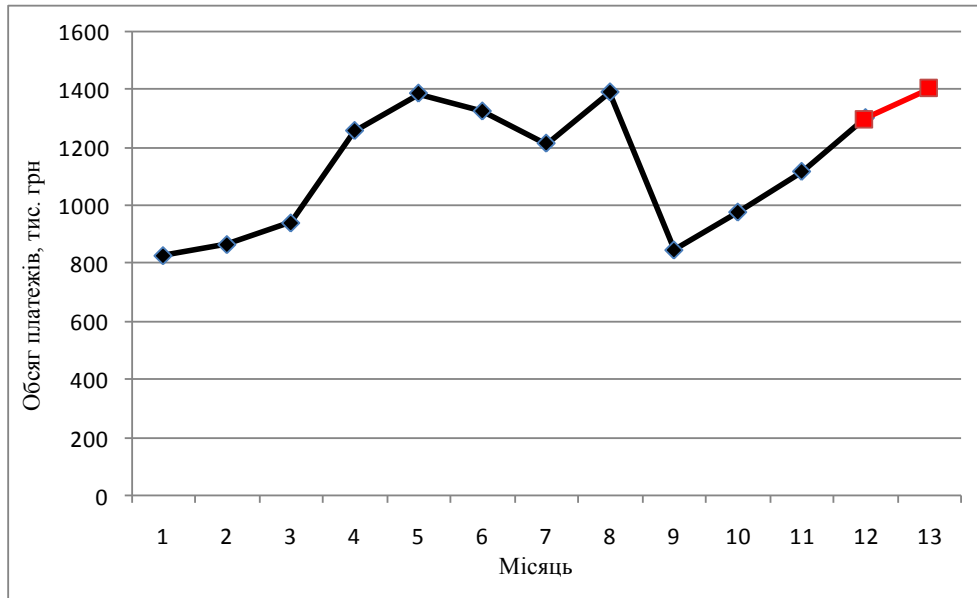


Рис. 2. Точкове значення прогнозу за формулою (16)

За формулами (17), (18) розраховуємо дисперсію похибки прогнозу групової середньої та середню квадратичну похибку прогнозу групової середньої: $\sigma_{np}^2 = 2010,8194$, $\sigma_{np} = 44,842$.

За таблицями розподілу Стюдента: $t(0,8; 9) = 1,383$.

За формулою (19) обчислюємо довірчий інтервал для математичного сподівання: $1344,6282 \leq M(y_{np}(x_{np})) \leq 1468,6642$.

За формулами (20), (21) розраховуємо дисперсію індивідуального значення та середню квадратичну похибку: $\sigma_{np(i)}^2 = 7464,1135$; $\sigma_{np(i)} = 86,3951$.

Довірчий інтервал для індивідуальних значень y_{np} : $1287,1593 \leq y_{np} \leq 1526,1331$.

Отже, надходження платежів з обсягом імпортованих профілів алюмінієвих 115 т і світовою ціною на алюміній 2200 \$/т перебуватиме в цьому інтервалі.

Як видно, довірчий інтервал для індивідуальних значень y_{np} ширший, ніж для математичного сподівання $M(y_{np}(x_{np}))$.

3. Під час розрахунків вантажопотоку профілів алюмінієвих з'ясовано, що між такими пояснювальними змінними, як обсяг імпортованих профілів алюмінієвих і світова ціна на алюміній, мультиколінеарності немає за критеріями:

$$\chi^2(3,812027 < \chi_{табл}^2(1; 0,05) = 3,84),$$

$$F\text{-критерієм Фішера } (4,937146 < F_{кр}(0,05; 1; 10) = 4,96),$$

$$t\text{-критерієм Стюдента } (|-2,22197| < t_{кр}(0,05; 10) = 2,228).$$

Розрахувавши рівняння двофакторної моделі лінійної регресії для профілів алюмінієвих і побудувавши відповідну лінію тренду, було встановлено, що між обсягом імпортованих профілів алюмінієвих, світовими цінами на алюміній та обсягом сплачених платежів

існує прямий зв'язок ($r = 0,9522$). Коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,9067$, тобто на 90,67 % значення суми сплачених платежів визначається обсягом імпортованих профілів алюмінієвих і світовими цінами на алюміній і на 9,33 % – іншими факторами.

Отримане рівняння регресії статистично значуще, адже $F = 43,7347 > F(0,05; 2; 9) = 4,2565$.

Висновки з даного дослідження і перспективи подальших розвідок у даному напрямку. Проведено розрахунки для досліджуваних вантажопотоків профілів алюмінієвих імпорту сталі, побудовано моделі на основі багатofакторного кореляційно-регресійного аналізу, які якісно описують залежність обсягу надходжень до державного бюджету від обсягів перевезень і можуть бути використані для прогнозування вантажопотоку зовнішньоекономічної діяльності та, відповідно, кількості сплачених платежів, а також здійснено прогноз обсягів надходжень до бюджету на найближчий період.

В умовах нинішньої економічної ситуації такі моделі не можуть повністю відповідати вимогам адекватності та точності, адже існує багато факторів, які не можуть бути описані математичними моделями, але, у свою чергу, мають сильний вплив на об'єкт дослідження. Через це не можна стверджувати, що різні види трендових моделей можуть чи не можуть використовуватися для прогнозування. Але при цьому використання деяких моделей дозволяє виявити тренд і знайти функцію, яка б з високим ступенем імовірності описувала економічний процес.

Використовуючи різні методики визначення митної вартості, держава може посилювати фіскальну спрямованість митних платежів, застосовуючи, наприклад, комбіновані ставки мита, може стимулювати товаропотік у певному напрямі або, навпаки, перешкоджати імпорту чи експорту товару у випадках формування митної вартості на адміністративно-фіксованій системі цін. Удосконалення наявних підходів прогнозування сум митних платежів дозволить не тільки достовірніше обґрунтовувати планові значення показників ефективності діяльності митних органів, але й знизити ризики під час створення бюджету України.

Список використаних джерел:

1. Акулич И. Л. Математическое программирование в примерах и задачах : учебн. пособие для вузов / Акулич И. Л. – М. : Высшая школа, 1986. – 354 с.
2. Бессалов А. В. Эконометрика : учебн. пособие для вузов / Бессалов А. В. – К. : Кондор, 2007. – 196 с.
3. Вентцель Е. С. Теория вероятностей и ее инженерные приложения / Е. С. Вентцель, Л. А. Овчаров. – М. : Высшая школа, 2000. – 480 с.
4. Конюховский П. В. Математические методы исследования операций в экономике : учебн. пособие для вузов / Конюховский П. В. – СПб. : Питер, 2000. – 208 с.
5. Халіпова Н. В. Дослідження тренд-сезонних процесів під час аналізу вантажопотоків зовнішньоекономічної діяльності / Н. В. Халіпова, І. Ю. Леснікова // Вісник АМСУ. – 2009. – № 2.
6. Халіпова Н. В. Порівняльний аналіз прогнозних моделей вантажопотоків зовнішньоекономічної діяльності / Н. В. Халіпова, І. Ю. Леснікова // Вісник АМСУ. – 2010. – № 1.
7. Куликов Ю. Г., Шеховцева Н. Ф., Зикеева Л. П. – М. : Воронеж, 2000. – 421 с.
8. Назаренко О. М. Основи економетрики : підручник / Назаренко О. М. – К. : Центр навчальної літератури, 2005. – 392 с.
9. Опря А. Т. Статистика : навч. посібник / Опря А. Т. – К. : Центр учбової літератури, 2012. – 448 с.