

ОЦІНЮВАННЯ ВПЛИВУ БАГАТЬОХ ФАКТОРІВ РИЗИКУ НА ІНВЕСТИЦІЙНУ ПРИВАБЛИВІСТЬ МАШИНОБУДІВНОЇ ГАЛУЗІ НА ОСНОВІ БАГАТОФАКТОРНОЇ МАТЕМАТИЧНОЇ МОДЕЛІ

© Гринів Т.Т., 2008

Визначено фактори ризику, які впливають на ефективність діяльності машинобудівних підприємств і формують інвестиційну привабливість галузі. Здійснено оцінювання інвестиційної привабливості машинобудівної галузі під впливом визначених факторів на основі багатofакторної математичної моделі.

We determined the risk factors of influence on the efficacy of activities of the machine-building plants and which formed the investing attractive branch. We valued the investing attractiveness of the machine-building branch with influence of fix factors which is based many factors mathematic model.

Постановка проблеми. Ефективна господарська діяльність машинобудівних підприємств, як відомо, перебуває під впливом багатьох факторів: економічних, політичних, організаційних тощо, які формують інвестиційну привабливість цієї галузі. Перед тим, як визначити, чи доцільно вкладати кошти в машинобудування, іноземному інвестору необхідно здійснити оцінювання галузі, тобто оцінювання впливу зовнішніх і внутрішніх факторів на результати діяльності суб'єктів господарювання.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Проблемі оцінювання впливу факторів ризику на інвестиційну привабливість підприємств значну увагу приділили вітчизняні та зарубіжні науковці, серед яких В.І. Єлейко [1], Т.В. Майорова [4, с. 202–210], А.А. Пересада, Ю.М. Коваленко, С.В. Онікієнко [5, с. 451–472], В.В. Шеремет, В.М. Павлюченко, В.Д. Шапіро [12], Т. Шаттелес [13]. На жаль, всі вони розглядають вплив лише одного з багатьох факторів і лише у галузі фінансового інвестування, залишаючи поза увагою реальне інвестування.

Формулювання цілей статті. Основними цілями нашого дослідження є:

- 1) визначити фактори ризику, які впливають на діяльність підприємств машинобудівної галузі;
- 2) проаналізувати всі фактори ризику і вибрати ті, які здійснюють значний вплив на ефективність діяльності машинобудівних підприємств, цим самим формуючи інвестиційну привабливість галузі;
- 3) оцінити інвестиційну привабливість підприємств машинобудівної галузі за допомогою багатofакторної лінійної моделі на основі багатofакторного кореляційно-регресійного аналізу.

Виклад основного матеріалу. Виробничо-господарська діяльність підприємств машинобудування, як і будь-яка інша діяльність, може бути описана статично за допомогою кількісних та якісних характеристик і динамічно за допомогою різних функціональних та статистичних залежностей, які відображають загальні та індивідуальні закономірності розвитку об'єкта. Тобто вивчення виробничо-господарської діяльності передбачає кількісне вимірювання об'єктивних взаємозв'язків і взаємовпливів системи, яка досліджується. Отже, аналіз господарської діяльності підприємств полягає в системному комплексному виявленні взаємозв'язків та взаємозалежностей, їхньому кількісному вимірюванні та узагальненні з метою розроблення єдиних правильних поточних і перспективних рішень.

Як відомо, багато економічних факторів мають складний характер і не завжди піддаються безпосередньому вимірюванню. Для визначення взаємовпливів різних характеристик економічних процесів часто застосовують методи багатомірного статистичного аналізу. Найпоширенішими методами, які дають змогу визначити приховані, неявні закономірності, що об'єктивно діють у конкретній економічній системі, але не піддаються безпосередньому вимірюванню, є методи факторного і компонентного аналізу.

Факторний аналіз передбачає, що кілька змінних корелюють між собою, а це означає, що вони або взаємно визначають одна одну, або зв'язок між ними зумовлений дією якоїсь третьої змінної, яку безпосередньо не можна виміряти, але саме вона є фактором впливу. Факторний аналіз допомагає визначити найпростішу лінійну гіпотезу про структуру цієї величини, а також скільки потрібно факторів, щоб найточніше описати зв'язки між змінними і як велику кількість даних привести до простішої концепції за мінімальних втрат інформації. Основою методу є визначення коваріаційної матриці, елементами якої по головній діагоналі є вибіркові дисперсії ознак, а всі інші елементи – це вибіркові парні коефіцієнти коваріації.

На нашу думку, таке оцінювання інвестиційної привабливості машинобудівних підприємств необхідно виконувати за допомогою багатфакторної лінійної моделі. Суть цієї моделі полягає в тому, що вибирається одна результативна ознака і безліч факторних ознак, які здійснюють на неї певний вплив. Після цього визначається вплив кожної з факторних ознак на результативну. Доцільність використання цієї моделі доведемо на прикладі оцінювання впливу багатьох факторів ризику на обсяги продукції промисловості України. Якщо модель виявиться доцільною та адекватною, вона буде застосована для аналізу привабливості машинобудівної галузі.

Для оцінювання впливу різних факторних ознак на вислідну ознаку використовують багатфакторний кореляційно-регресійний аналіз [6, с.111–117]. Першим кроком для такого аналізу є вибір факторів, які необхідні для побудови моделі. На нашу думку, впливають на дохідність та привабливість промисловості України такі фактори: індекс цін промисловості, інвестиції у промисловість, рівень безробіття, середньомісячна зарплата у промисловості та економіці, індекс інфляції, індекс номінальної та реальної зарплат.

Другим кроком є побудова структури регресії. Під час її побудови необхідне виконання двох умов:

- 1) потрібно включити всі фактори, які здійснюють значний вплив на результативну ознаку (індекс продукції промисловості);
- 2) потрібно, щоб була виконана умова лінійної незалежності між факторами – відсутність мультиколінеарності (коли немає потреби вводити в модель разом такі фактори, одні з яких можна виразити через інші).

Для визначення істотності впливу факторів використовують кореляційну матрицю R_y :

$$R_y = \begin{pmatrix} r_{x_1 x_1} & r_{x_1 x_2} & \dots & r_{x_1 x_m} & r_{x_1 y} \\ r_{x_2 x_1} & r_{x_2 x_2} & \dots & r_{x_2 x_m} & r_{x_2 y} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{x_m x_1} & r_{x_m x_2} & \dots & r_{x_m x_m} & r_{x_m y} \\ r_{x_1 y} & r_{x_2 y} & \dots & r_{x_m y} & r_{yy} \end{pmatrix}$$

Необхідно зазначити, що у модель треба вводити насамперед ті фактори, які корелюють із результативним показником (Y), і не вводити ті фактори, які корелюють між собою. Включення в модель взаємопов'язаних факторів приведе до розширення інтервалів довіри та труднощів із обчисленням, які виникають під час розв'язання системи нормальних рівнянь для визначення коефіцієнтів рівняння множинної регресії. На основі статистичних даних (табл. 1) [8–11] будується кореляційна матриця.

Вихідні дані для кореляційно-регресійного аналізу щодо оцінювання впливу факторів ризику на дохідність промисловості України

Показники	Індекс прод. пром.	Індекс цін (пром.)	Інвест. у пром., млн. грн.	Рівень безр., %	Сер.міс. з/п.екон., грн.	Сер.міс. з/п.пром., грн.	Індекс інфл.	Індекс ном. з/п	Індекс реал. з/п
Роки	Y	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8
1996	50,00	120,00	5055,00	1,30	136,00	153,00	139,70	121,80	86,20
1997	49,00	105,00	4644,00	2,30	143,00	174,00	110,10	108,90	97,60
1998	51,00	135,00	4540,00	3,70	153,00	184,00	120,00	105,60	87,10
1999	57,00	115,70	4582,00	4,30	178,00	217,00	119,20	124,30	103,40
2000	112,00	120,80	5672,00	4,20	230,00	310,00	125,80	135,40	103,60
2001	103,30	110,00	13651,00	4,10	311,00	406,00	112,00	1354,20	119,30
2002	102,30	105,70	15112,00	3,60	376,00	485,00	100,80	121,00	118,20
2003	105,50	111,10	19726,00	3,70	462,00	591,00	105,20	122,80	115,20
2004	104,10	124,10	28191,00	3,50	590,00	743,00	109,00	127,50	123,80
2005	104,40	109,50	35031,00	3,50	806,00	967,00	113,50	136,70	120,30

$$R_y = \begin{pmatrix} 1,000 & -0,226 & 0,069 & -0,237 & -0,244 & 0,498 & -0,217 & -0,469 & -0,262 \\ -0,226 & 1,000 & 0,178 & 0,991 & 0,989 & -0,483 & 0,015 & 0,797 & 0,658 \\ 0,069 & 0,178 & 1,000 & 0,240 & 0,274 & -0,439 & 0,264 & 0,500 & 0,540 \\ -0,237 & 0,991 & 0,240 & 1,000 & 0,998 & -0,473 & -0,028 & 0,793 & 0,688 \\ -0,244 & 0,989 & 0,274 & 0,998 & 1,000 & -0,502 & -0,006 & 0,824 & 0,729 \\ 0,498 & -0,483 & -0,439 & -0,473 & -0,502 & 1,000 & -0,108 & -0,724 & -0,470 \\ -0,217 & 0,015 & 0,264 & -0,028 & -0,006 & -0,108 & 1,000 & 0,313 & 0,263 \\ -0,469 & 0,797 & 0,500 & 0,793 & 0,824 & -0,724 & 0,313 & 1,000 & 0,839 \\ -0,262 & 0,658 & 0,540 & 0,688 & 0,729 & -0,470 & 0,263 & 0,839 & 1,000 \end{pmatrix}$$

Значення цієї матриці показують, що фактори x1 (індекс цін промисловості) та x7 (індекс номінальної зарплати в країні) неістотно впливають на індекс продукції промисловості (коефіцієнти кореляції становлять відповідно -0,262 та 0,263). Отже, їх можна вилучити із розгляду.

Для дослідження наявності мультиколінеарності для решти факторів використовують метод Фаррара-Глобера [2; 3]:

$$\chi_p^2 = - \left(n - 1 - \frac{2m + 5}{6} \right) \ln(\det R), \quad (1)$$

де n – обсяг вибірки; m – кількість факторів; det R – детермінант кореляційної матриці; R – кореляційна матриця вигляду:

$$R = \begin{bmatrix} r_{x_1x_1} & r_{x_1x_2} & \dots & r_{x_1x_m} \\ r_{x_2x_1} & r_{x_2x_2} & \dots & r_{x_2x_m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ r_{x_mx_1} & r_{x_mx_2} & \dots & r_{x_mx_m} \end{bmatrix}$$

Далі будують кореляційну матрицю R для факторів x2 (інвестиції у промисловість), x3 (рівень безробіття), x4 (середньомісячна зарплата по економіці загалом), x5 (середньомісячна зарплата по промисловості), x6 (індекс інфляції) та x8 (індекс реальної зарплати):

$$R = \begin{pmatrix} 1,000 & 0,178 & 0,991 & 0,989 & -0,483 & 0,797 \\ 0,178 & 1,000 & 0,240 & 0,274 & -0,439 & 0,500 \\ 0,991 & 0,240 & 1,000 & 0,998 & -0,473 & 0,793 \\ 0,989 & 0,274 & 0,998 & 1,000 & -0,502 & 0,824 \\ -0,483 & -0,439 & -0,473 & -0,502 & 1,000 & -0,724 \\ 0,797 & 0,500 & 0,793 & 0,824 & -0,724 & 1,000 \end{pmatrix}$$

χ_p^2 для нашого дослідження визначається за формулою (1):

$$\chi_p^2 = -\left(10 - 1 - \frac{2 \cdot 6 + 5}{6}\right) \ln(0,0000018) = 81,57555672.$$

Із заданою ймовірністю $p=0,95$ і кількістю ступенів вільності $K=15$ знайдемо табличне значення $\chi^2 = 25$. Оскільки $\chi_T^2 < \chi_p^2$, то з надійністю 0,95 можна вважати, що існує загальна мультиколінеарність.

Щоб з'ясувати питання, між якими факторами існує мультиколінеарність, використовують t -статистику [6, с. 112]. Для знаходження t -статистики між двома факторами спочатку будують матрицю Z , обернену до кореляційної:

$$Z = R^{-1} = \begin{bmatrix} z_{11} & z_{12} & \dots & z_{1m} \\ z_{21} & z_{22} & \dots & z_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ z_{m1} & z_{m2} & \dots & z_{mm} \end{bmatrix}$$

Потім знаходять частинні коефіцієнти кореляції [2]:

$$r_{ij.12..m} = \frac{-z_{ij}}{\sqrt{z_{ii} z_{jj}}}, \quad (2)$$

де z_{ij}, z_{ii}, z_{jj} – елементи матриці Z .

Частинні коефіцієнти кореляції характеризують тісноту зв'язку між двома змінними за умови, що інші змінні не впливають на цей зв'язок. Для цих частинних коефіцієнтів знаходять t -статистику за формулою [2]:

$$t_{ij} = \frac{r_{ij.12..m} \sqrt{n - m - 1}}{\sqrt{1 - r_{ij.12..m}^2}} \quad (3)$$

Для заданої довірчої ймовірності p і ступенів вільності $k=n-m-1$ знаходять критичне значення критерію Стюдента $t_{кр}$ [132, с.113]. Якщо $|t_{ij}| > t_{кр}$, то з надійністю p можна стверджувати, що між факторами x_i і x_j існує мультиколінеарність.

Далі визначають частинні коефіцієнти кореляції та відповідні їм t -критерії:

$$\begin{aligned} r_{23.4568} &= 0,634, & t_{23} &= 1,418; & r_{24.3568} &= -0,309, & t_{24} &= -0,564; \\ r_{25.3468} &= -0,051, & t_{25} &= -0,088; & r_{26.3458} &= 0,107, & t_{26} &= 0,186; \\ r_{28.3456} &= -0,275, & t_{28} &= -0,495; & r_{34.2568} &= -0,015, & t_{34} &= -0,026; \\ r_{35.2468} &= -0,208, & t_{35} &= -0,368; & r_{36.2458} &= 0,111, & t_{36} &= 0,194; \\ r_{38.2456} &= -0,283, & t_{38} &= -0,512; & r_{45.2368} &= -0,931, & t_{45} &= -4,432; \\ r_{46.2358} &= -0,057, & t_{46} &= -0,098; & r_{48.2356} &= 0,633, & t_{48} &= 1,416; \\ r_{56.2348} &= 0,004, & t_{56} &= 0,007; & r_{58.2346} &= -0,604, & t_{58} &= -1,314; \\ r_{68.2345} &= 0,384, & t_{68} &= 0,217. \end{aligned}$$

Для ступенів вільності $k=10-6-1=3$ та ймовірності 0,95 $t_{кр}=3,182$. Отже, враховуючи результати досліджень, можна зробити висновки, що мультиколінеарність існує між факторами x_4 (середньомісячна зарплата по економіці) та x_5 (середньомісячна зарплата по промисловості).

Для усунення мультиколінеарності потрібно вилучити один із пари факторів. Пропонуємо вилучити x_4 (середньомісячну зарплату по економіці), оскільки в нас вже є конкретніший фактор – середньомісячна зарплата по промисловості.

Найпоширенішим методом оцінки параметрів регресійної моделі є метод найменших квадратів. Він полягає у тому, що із застосуванням певних алгебраїчних розрахунків знаходять таку теоретичну лінію, яка найточніше вирівнює статистичний ряд. Математично це виглядає так:

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \rightarrow \min. \quad (4)$$

Третій крок – модель відображається у вигляді лінійної функції:

$$\hat{y} = a_0 + a_1 \cdot x_2 + a_2 x_3 + a_3 x_5 + a_4 x_6 + a_5 x_8. \quad (5)$$

Параметри такої моделі знаходяться за формулою:

$$\hat{\mathbf{A}} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \hat{\mathbf{Y}}, \quad (6)$$

де $\hat{\mathbf{A}}$ – вектор параметрів моделі; \mathbf{X} – матриця статистичних даних факторів; $\hat{\mathbf{Y}}$ – вектор статистичних даних показника.

Враховуючи виконані проміжні розрахунки, отримаємо оцінки параметрів моделі:

$$a_0 = -205,155;$$

$$a_1 = -0,007;$$

$$a_2 = -3,242;$$

$$a_3 = 0,294;$$

$$a_4 = 0,633;$$

$$a_5 = 1,854.$$

Маючи оцінки параметрів моделі, можна побудувати саму економетричну модель за формулою (5):

$$y = -205,155 - 0,00708x_2 + 0,293647x_3 + 0,632900x_5 + 1,853880x_8.$$

Оцінити тісноту зв'язку між факторами та показником можна, використовуючи коефіцієнт детермінації [6, с.112] за формулою:

$$R^2 = \frac{\sum (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2}, \quad (7)$$

де \bar{y} – середнє значення; y_i – фактичні значення i -го спостереження; \hat{y}_i – теоретичні значення i -го спостереження.

Для нашого прикладу коефіцієнт детермінації становитиме:

$$R^2 = \frac{6036,78}{6772,60} = 0,891.$$

Отже, розрахунки дають змогу зробити висновки про тісний зв'язок між результативним показником (індексом продукції промисловості) та розглянутими факторами, які впливають на нього.

Для оцінки адекватності економетричної моделі статистичним даним доцільно використовувати критерій Фішера [6, с.103]:

$$F_p = \frac{\sum (\hat{y}_i - \bar{y})^2 / m}{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2 / (n - m - 1)} = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - m - 1}{m}, \quad (8)$$

де m – кількість факторів у рівнянні, від яких залежить \hat{y} ; n – кількість спостережень.

Розраховане значення F_p :

$$F_p = \frac{0,891}{1 - 0,891} \cdot \frac{10 - 5 - 1}{5} = 6,56.$$

Із заданою ймовірністю $p=0,95$ і кількістю ступенів вільності $K_1=5$ і $K_2=4$ знаходять табличне значення F . Оскільки $F = 6,26 < F_p$, то з надійністю $0,95$ можна стверджувати, що побудована економетрична модель є адекватною статистичним даним генеральної сукупності.

В економетричних моделях особливе значення має автокореляція. Причини автокореляції можуть бути різними, а саме: недостатня статистична база для побудови економетричної моделі, неправильно вибрана модель для опису економічного процесу тощо.

Для оцінки автокореляції залишків використовується коефіцієнт автокореляції [13]:

$$\rho = \frac{\sum_{i=1}^n u_i u_{i-1}}{\sum_{i=1}^n u_i^2} \quad (9)$$

де $u_t = y_t - \hat{y}_t$ – залишки (відхилення).

У разі відсутності автокореляції $\rho \approx 0$, за додатної автокореляції $\rho \rightarrow 1$, а за від'ємної автокореляції $\rho \rightarrow -1$. На основі проміжних розрахунків отримаємо:

$$\rho = \frac{-391,85}{935,82} = -0,349$$

Це дає змогу стверджувати, що в нашому прикладі автокореляція відсутня.

За допомогою наведеного прикладу нами доведена доцільність використання багатофакторної математичної моделі для оцінювання обсягів продукції промисловості України та її привабливості для іноземних інвесторів.

Оскільки наше дослідження показало ефективність використання багатофакторної математичної моделі для певних економічних цілей, побудуємо кореляційно-регресійну модель оцінювання впливу факторів ризику на обсяги продукції машинобудування за наведеною вище методикою. Вихідні дані наведено в табл. 2 [8–11].

Таблиця 2

Вихідні дані для кореляційно-регресійного аналізу щодо оцінювання впливу факторів ризику на обсяги продукції машинобудування

Роки	Індекс прод. машинобуд.	Індекс цін (машинобуд.)	Інвестиції у маш., млн. грн.	Рівень безр., %	Сер.міс. з/п.екон., грн.	Сер.міс. з/п.маш. грн.	Індекс інфл.	Індекс ном. з/п	Індекс реал. з/п
	у	х1	х2	х3	х4	х5	х6	х7	х8
1996	30,00	120,00	269,00	1,30	136,00	103,00	139,70	121,80	86,20
1997	30,00	108,70	251,00	2,30	143,00	117,00	110,10	108,90	97,60
1998	29,00	97,70	265,00	3,70	153,00	129,00	120,00	105,60	87,10
1999	35,00	108,70	315,00	4,30	178,00	156,00	119,20	124,30	103,40
2000	118,00	119,00	457,00	4,20	230,00	216,00	125,80	135,40	103,60
2001	118,80	110,00	940,00	4,10	311,00	319,00	112,00	1354,20	119,30
2002	111,30	102,80	1024,00	3,60	376,00	387,00	100,80	121,00	118,20
2003	135,80	105,80	1646,00	3,70	462,00	497,00	105,20	122,80	115,20
2004	128,00	113,70	2268,00	3,50	590,00	640,00	109,00	127,50	123,80

Для визначення істотності впливу факторів використовується кореляційна матриця R_y . У модель необхідно включати передовсім фактори, які корелюють із показником індексу продукції машинобудування, і не включати фактори, які корелюють між собою.

За статистичними даними будують кореляційну матрицю:

$$R_y = \begin{pmatrix} 1,000 & -0,103 & -0,342 & -0,156 & -0,155 & 0,594 & 0,053 & -0,098 & 0,078 \\ -0,103 & 1,000 & 0,220 & 0,966 & 0,979 & -0,517 & 0,001 & 0,824 & 0,738 \\ -0,342 & 0,220 & 1,000 & 0,240 & 0,259 & -0,439 & 0,264 & 0,500 & 0,491 \\ -0,156 & 0,966 & 0,240 & 1,000 & 0,998 & -0,473 & -0,028 & 0,793 & 0,685 \\ -0,155 & 0,979 & 0,259 & 0,998 & 1,000 & -0,504 & -0,013 & 0,819 & 0,718 \\ 0,594 & -0,517 & -0,439 & -0,473 & -0,504 & 1,000 & -0,108 & -0,724 & 0,527 \\ 0,053 & 0,001 & 0,264 & -0,028 & -0,013 & -0,108 & 1,000 & 0,313 & 0,276 \\ -0,098 & 0,824 & 0,500 & 0,793 & 0,819 & -0,724 & 0,313 & 1,000 & 0,856 \\ 0,078 & 0,738 & 0,491 & 0,685 & 0,718 & -0,527 & 0,276 & 0,856 & 1,000 \end{pmatrix}$$

Ця матриця показує, що фактори x_1 (індекс цін в машинобудуванні) та x_7 (індекс номінальної зарплати) неістотно впливають на результативний показник (коефіцієнти кореляції відповідно становлять 0,078 та 0,276). Отже, їх можна вилучити із розгляду.

Для дослідження наявності мультиколінеарності для решти факторів використовують метод Фаррара–Глобера.

Наступним кроком є побудова кореляційної матриці R для факторів x_2 (інвестиції в машинобудування, млн. грн.), x_3 (рівень безробіття, %), x_4 (середньомісячна зарплата по економіці, грн.), x_5 (середньомісячна зарплата у машинобудуванні, грн.), x_6 (індекс інфляції), x_8 (індекс реальної зарплати).

$$R = \begin{pmatrix} 1,000 & 0,220 & 0,966 & 0,979 & -0,517 & 0,824 \\ 0,220 & 1,000 & 0,240 & 0,259 & -0,439 & 0,500 \\ 0,966 & 0,240 & 1,000 & 0,998 & -0,473 & 0,793 \\ 0,979 & 0,259 & 0,998 & 1,000 & -0,504 & 0,819 \\ -0,517 & -0,439 & -0,473 & -0,504 & 1,000 & -0,724 \\ 0,824 & 0,500 & 0,793 & 0,819 & -0,724 & 1,000 \end{pmatrix}$$

χ_p^2 для нашого дослідження визначається за формулою (1):

$$\chi_p^2 = -\left(10 - 1 - \frac{2 \cdot 6 + 5}{6}\right) \ln(0,0000012) = 77,2552.$$

Із заданою ймовірністю $p=0,95$ і кількістю ступенів вільності $K=15$ обчислюють табличне значення $\chi^2 = 25$. Оскільки $\chi_t^2 < \chi_p^2$, то з надійністю 0,95 можна вважати, що існує загальна мультиколінеарність.

Щоб з'ясувати, між якими факторами існує мультиколінеарність, використовують t -статистику. Визначають частинні коефіцієнти кореляції та відповідні їм t -критерії за формулами (2) і (3):

$$\begin{aligned} r_{23.4568} &= 0,610, & t_{23} &= 1,332; & r_{24.3568} &= 0,938, & t_{24} &= 4,703; \\ r_{25.3468} &= -0,959, & t_{25} &= -5,892; & r_{26.3458} &= -0,453, & t_{26} &= -0,880; \\ r_{28.3456} &= 0,367, & t_{28} &= 0,683; & r_{34.2568} &= 0,550, & t_{34} &= 1,142; \\ r_{35.2468} &= -0,561, & t_{35} &= -1,175; & r_{36.2458} &= -0,219, & t_{36} &= -0,388; \end{aligned}$$

$$r_{38.2456} = -0,068, \quad t_{38} = -0,118; \quad r_{45.2368} = -0,997, \quad t_{45} = -23,642;$$

$$r_{46.2358} = -0,496, \quad t_{46} = -0,990; \quad r_{48.2356} = 0,475, \quad t_{48} = 0,934;$$

$$r_{56.2348} = 0,488, \quad t_{56} = 0,968; \quad r_{58.2346} = -0,476, \quad t_{58} = -0,937;$$

$$r_{68.2345} = 0,161, \quad t_{68} = 0,282;$$

Для ступенів вільності $k=10-6-1=3$ та ймовірності $0,95$ $t_{кр} = 3,182$. Отже, враховуючи результати досліджень, можна зробити висновки, що мультиколінеарність існує між x_2 та x_4 , x_2 та x_5 , x_4 та x_5 . Для усунення мультиколінеарності потрібно вилучити один із пари факторів. Пропонуємо вилучити x_4 (середньомісячна зарплата по економіці) та x_5 (середньомісячна зарплата по машинобудуванню).

Далі будують модель визначення обсягів машинобудування під впливом факторів ризику у вигляді лінійної багатфакторної функції (5):

$$\hat{y} = a_0 + a_1 \cdot x_2 + a_2 x_3 + a_3 x_6 + a_4 x_8.$$

Здійснивши певні розрахунки, отримаємо оцінки параметрів моделі:

$$a_0 = -331,381;$$

$$a_1 = 0,008;$$

$$a_2 = 6,949;$$

$$a_3 = 0,800;$$

$$a_4 = 2,715.$$

Економетрична модель визначення обсягів машинобудування під впливом факторів ризику матиме вигляд:

$$y = -331,381 + 0,008x_2 + 6,949x_3 + 0,800x_6 + 2,715x_8.$$

Оцінити тісноту зв'язку між факторами впливу та результативним показником можна, використавши коефіцієнт детермінації (7):

$$R^2 = \frac{14896,55}{18272,28} = 0,815.$$

Отже, дослідження дає змогу зробити висновки про тісний зв'язок між результативним показником та розглянутими факторами впливу. Для оцінки адекватності економетричної моделі статистичним даним використовують критерій Фішера. Розрахуємо значення F_p за формулою (8):

$$F_p = \frac{0,815}{1-0,815} \cdot \frac{10-4-1}{4} = 5,51.$$

Із заданою ймовірністю $p=0,95$ і кількістю ступенів вільності $K_1=4$ і $K_2=5$ знаходять табличне значення F . Оскільки $F = 5,19 < F_p$, то з надійністю $0,95$ можна стверджувати, що побудована економетрична модель є адекватною статистичним даним генеральної сукупності.

В економетричних моделях особливе значення має автокореляція, як вже зазначалось вище. Для оцінки автокореляції залишків використовується коефіцієнт автокореляції:

$$\rho = \frac{-1289,2}{4625,73} = -0,209.$$

Отже, на основі виконаних розрахунків можна зробити висновок, що автокореляція відсутня.

Побудована нами модель оцінювання впливу факторів ризику на обсяги продукції машинобудування є адекватною статистичним даним генеральної сукупності, а виконане дослідження показало, що цю модель можна і варто використовувати для прогнозування обсягів продукції машинобудування на майбутній період та для аналізу привабливості галузі для вкладення додаткових коштів.

Висновки та перспективи подальших досліджень. Нами доведено, що оцінювання впливу багатьох факторів на обсяги продукції машинобудування на ринку реального інвестування доцільно виконувати за допомогою багатофакторної лінійної моделі, суть якої полягає в тому, що вибирається одна результативна ознака (у нас – обсяги продукції машинобудування) і безліч факторних ознак, після чого визначається вплив кожної з факторних ознак на результативну. Дослідження показали, що побудована багатофакторна модель оцінювання дохідності галузі машинобудування є адекватною статистичним даним генеральної сукупності, тобто її доцільно використовувати для прогнозування обсягів продукції машинобудування на майбутній період та для аналізу привабливості галузі для вкладення додаткових коштів. Застосовано метод Фаррара–Глобера для дослідження впливу факторних ознак, таких, як обсяги інвестицій, індекс інфляції в країні, середньомісячна зарплата, на мультиколінеарність з метою визначення взаємозалежності між ними. Для визначення взаємовпливів різних характеристик економічних процесів застосовано методи факторного і компонентного аналізу, що дали змогу визначити приховані, неявні закономірності, які об'єктивно діють у конкретній економічній системі, але не піддаються безпосередньому вимірюванню.

1. Єлейко В.І. *Модельовання зв'язків в економіці за допомогою регресійного аналізу: Навч. посібник.* – К.: УМК ВО, 1990. – 120 с. 2. Єлейко В.І. *Основи економетрії. Навч. посібник.* – Львів, ТзОВ "Марка ЛТД", 1995. – 192 с. 3. Класс А., Герики К., Колен Ю., Шуян И. *Введение в эконометрическое моделирование.* – М.: 1978. – 152 с. 4. Майорова Т.В. *Інвестиційна діяльність: Навч. посібник.* – К.: ЦУЛ, 2003. – 376 с. 5. Пересада А.А., Коваленко Ю.М., Онікієнко С.В. *Інвестиційний аналіз: Підручник.* – К.: КНЕУ, 2003. – 485 с. 6. *Статистика: теоретичні засади і прикладні аспекти: Навч. посібник.* / Р.В.Фещур, А.Ф. Барвінський, В.П.Кічор та інші; За наук. ред. Р.В.Фещура. – 2-е вид. оновлене і доповнене. – Львів: «Інтелект-Захід», 2003. – 576 с. 7. *Статистичний щорічник України за 2001р.* / За ред. О.П. Осауленка. Відп. за випуск В.А. Головка. – К.: Техніка, 2002. 8. *Статистичний щорічник України за 2002р.* / За ред. О.П. Осауленка. Відп. за випуск В.А. Головка. – К.: Вид-во «Консультант», 2003. 9. *Статистичний щорічник України за 2003 р.* / За ред. О.П. Осауленка. Відп. за випуск В.А. Головка. – К.: Техніка, 2004. 10. *Статистичний щорічник України за 2004 р.* / За ред. О.П. Осауленка. Відп. за випуск В.А. Головка. – К.: Техніка, 2005. 11. *Статистичний щорічник України за 2005 р.* / За ред. О.П. Осауленка. Відп. за випуск В.А. Головка. – К.: Техніка, 2006. 12. *Управление инвестициями* / В.В. Шеремет, В.М. Павлюченко, В.Д. Шатино и др. – М.: Высшая школа, 1998. – Т.1. – 416 с. 13. Шаттелес Т. *Современные экономические методы: Пер с рум.* / Под ред. Л.С. Кугаева. – М.: Статистика, 1975. – 240 с.