напружено-деформованого стану фундаментної плити на основі тривимірної моделі. — Промислове будівництво та інженерні споруди. Київ, 2012. – №2, – с.9-15

6. Карпенко Н.И. Общие модели механики железобетона / Н. И. Карпенко. — М. : Стройиздат, 1996. — 416 с. : ил. — ISBN 5-274-01682-0.

7. Голышев А.Б. Сопротивление железобетона / А. Б. Голышев, В. И. Колчунов. — К. : Основа, 2009. — 432 с.

8. Городецкий А.С. Компьютерные модели конструкций / А.С. Городецкий И.Д. Евзеров. — К. : Факт, 2007. — 394 с.

9. Яшин А.В. Рекомендации по определению прочностных и деформационных характеристик бетона при неодноосных напряженных состояниях. — М.:НИИЖБ,1985. — 72с.

10. Richard W. B. Forrest, Christopher Higgins, and A. Ekin Senturk. Experimental and Analytical Evaluation of Reinforced Concrete Girders under Low-Cycle Shear Fatigue. — ACI Structural Journal. 2010.-p.199-207.R

11. ДБН В.1.2-5:2007 "Науково технічний супровід будівельних об'єктів". — Київ. 2007.

12. ДБН В.1.2-12-2008 "Будівництво в умовах ущільненої забудови. Вимоги безпеки", Мінрегіонбуд України, К., 2008 р.UAOURNAL ACI STRUCTURAL JOURNAL ACI AL JOURN

АННОТАЦІЯ

В статье рассматривается методика физически-нелинейного моделирования работы толстой плиты при знакопеременных нагрузках с учетом схемы возведения каркаса. Цель теоретических исследований содержится в определении влияния циклических нагрузок на нагружено-деформированное состояние толстой плиты.

Ключевые слова: моделирование, теория анизотропного тела, надежность, толстая плита.

ANNOTATION

In the article the methodology of physically nonlinear modeling of a thick base plate behavior under the cyclic loadings, including the framework erection scheme is consedered. The aim of theoretic investigations is to determinate a loadinings character impact on stress-deformed state of the plate.

Keywords: modeling, theory of anisotropic body, reliability, thick plate.

УДК 330.341.1:332.143

О.М. Залуніна, КНУ, м. Кременчук

ПОБУДОВА МОДЕЛІ ВПЛИВУ ВИТРАТ ВИРОБНИЦТВА ПРОДУКЦІЇ НА ГОСПОДАРСЬКУ ДІЯЛЬНІСТЬ ПІДПРИЄМСТВА ШЛЯХОВО-БУДІВЕЛЬНОЇ ТЕХНІКИ ВАТ "КРЕДМАШ"

АНОТАЦІЯ

Проведено аналіз впливу витрат виробництва продукції на господарську діяльність підприємства шляхово -будівельної техніки ВАТ "Кредмаш".

Ключові слова: коефіцієнт детермінації, регресійна модель залежності.

Актуальність проблеми. При управлінні процесами господарської діяльності підприємства потрібно враховувати, що кожний її показник залежить від багатоманітних і різнорідних факторів, які характеризують цю діяльність. Чим детальніше досліджується вплив факторів на величину результативного показника, тим точніші результати аналізу і оцінка якості роботи підприємства. Тому важливим в аналізі господарської діяльності підприємства є вивчення і вимір впливу факторів на величину економічних показників, що досліджуються[1-3].

Метою даних досліджень є аналіз впливу витрат виробництва продукції на господарську діяльність ВАТ "Кредмаш". Розмір витрат виробництва продукції є базовою величиною при ціноутворенні продукції. Тому в якості фактора X, що характеризує процес ціноутворення продукції, була взята величина витрат на 1 гривню товарної продукції.

Виклад основного матеріалу. В якості показника господарської діяльності була взята величина чистого прибутку Y. Для побудови моделі застосовувалися економетричні моделі, засновані на обробці економічних даних методами математичної статистики. У результаті маємо регресійну модель залежності.

Оскільки досліджується вплив тільки одного фактора на показник, то для побудови моделі її аналізу застосовується методика парного регресійного аналізу.

Необхідні для побудови моделі дані наведені в таблиці 1.

Таблиця 1. **Вихідні дані для побудови моделі**

Показник	2010	2011	Відхилення	
			+/-	%
Витрати на 1 грн. товарної продукції, грн.	*0,89*	*0,87*	*-0,02*	*-2,25*
Чистий прибуток, тис. грн.	*14395,7*	*27183,0*	*12787,3*	*88,83*

Об'єктами дослідження стохастичної залежності соціально-економічних процесів можуть бути різні статистичні показники.На макроекономічному рівні статистичними показниками можуть виступати: валовий внутрішній продукт, суспільний продукт.

Зв'язок між різними явищами в економіці складний і різноманітний. На рівень розвитку одного показника можуть впливати багато факторів, рівень впливу яких досить різний. Ці закономірності потрібно враховувати під час планування, прогнозування і проведення економічного аналізую. Для вивчення форми зв'язку між показниками і факторами на основі статистичних даних використовується регресійний аналіз.

Серед парних регресій найбільш поширеною в практиці моделювання є парна лінійна регресія.

Парною лінійною регресією *X* на *Y* є одностороння стохастична лінійна залежність між випадковими величинами показника *Y* і фактора *X*, які знаходяться в причинно-наслідкових відношеннях, причому зміна фактора викликає зміну показника.

Слід відрізняти стохастичну залежність від функціональної. При стохастичній залежності одному значенню фактора може відповідати декілька значень показника. При функціональній залежності одному значенню аргумент відповідає лише одне значення функції. Між аргументом і функцією існує однозначна відповідь.

Розглянемо модель лінійної регресії. Припустимо, що маємо результати *n* пар незалежних спостережень, зображених у вигляді множини точок у декартовій системі координат. Припустимо гіпотезу, що між показником *Y* і фактором *X* існує стохастична лінійна залежність. Суть задачі полягає в тому, щоб у декартовій системі координат знайти згладжувальну лінію, яка найкращим чином проходить через задану множину точок.

Найпоширенішим методом при розв'язанні подібних задач є метод найменших квадратів. Основоположниками методу найменших квадратів є К.Гаусс і П.Лаплас.

Зв'язок між показником Y і фактором X з урахуванням можливих відхилень залишимо у вигляді *Y=aX+b*, де *a* і *b* — невідомі параметри регресії. Таким чином, показник Y зображується у вигляді систематичної складової *aX+b* і випадкової величини l.

Залежність *Y=aX+b*, яка характеризує середнє значення показника *Y* для даного значення фактора *X*, називається регресією.

Можна сказати й інакше. Регресія характеризує тенденцію зміни показника, зумовлену впливом зміни фактора. Залежність *Y=aX+b* характеризує індивідуальне значення показника *Y* з урахуванням можливих відхилень від середніх значень.

Справжні значення параметрів обчислити не можна, оскільки ми маємо обмежене число спостережень, тому здобуті розрахункові значення параметрів *a* і *b* є статистичними оцінками справжніх параметрів *a* і *b*. Позначимо оцінки параметрів відповідно через a і b. Тоді рівняння парної регресії буде оцінкою моделі *Y=aX+b*.

Метод найменших квадратів для парної лінійної регресії полягає в підборі таких оцінок параметрів регресії *a* і *b*, для яких сума квадратів відхилень спостережуваних значень показника від згладжуваних буде мінімальною. Сума квадратів відхилень має вигляд

$$Q(a,b)=\sum_{i=1}^{n} l_i^2=\sum_{i=1}^{n}(y_i-y_i)^2=\sum_{i=1}^{n}(y_i-ax_i-b)^2 \quad (1)$$

Оцінка параметрів *a* і *b* лінії регресії *Y=aX+b* має бути підібрані методом найменших квадратів так, щоб функціонал *Q(a, b)* був мінімальним, тобто

Таблиця 2.

Щоквартальні величини чистого прибутку і витрат на 1 гривню товарної продукції за 2010-2011 рр.

Показник	2010				2011			
	1	2	3	4	1	2	3	4
Витрати на 1 гривню товарної продукції, грн.	*0,899*	*0,892*	*0,889*	*0,880*	*0,865*	*0,869*	*0,871*	*0,875*
Чистий прибуток, тис. грн.	*2843,2*	*3203,0*	*3922,8*	*4426,7*	*7883,1*	*7679,2*	*6116,2*	*5504,5*

$$Q(a,b)=\sum_{i=1}^{n} l_i^2 \Rightarrow \min \tag{2}$$

Розглянемо розв'язок системи нормальних рівнянь.

Параметр a визначається такою формулою:

$$a=\frac{n\sum_{i=1}^{n} x_i y_i - \sum_{i=1}^{n} x_i \sum_{i=1}^{n} y_i}{n\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - (\sum_{i=1}^{n} x_i)^2} \tag{3}$$

Після ділення чисельника і знаменика на $n2$ отримаємо

$$a=\frac{\frac{\sum_{i=1}^{n} x_i y_i}{n} - \overline{xy}}{\frac{\sum_{i=1}^{n} x_i^2}{n} - \overline{x^2}} = \frac{K[X,Y]}{D[X]} \tag{4}$$

тобто параметр a дорівнює відношенню кореляційного моменту до дисперсії фактора і це відношення дорівнює тангенсу кута між лінією регресії і віссю OX.

У формулі для параметра b поділимо почленно вирази:

$$b=\frac{\sum_{i=1}^{n} y_i - a\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i}{n} - a\frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} = \overline{y} - \overline{ax} \tag{5}$$

Звідси випливає, що лінія регресії проходить через точку, координати якої є середні значення показника Y і фактора X.

Використовуючи рівняння прямої із заданим кутовим коефіцієнтом, яка проходить через точку (x,y), запишемо парну лінійну регресію у вигляді:

$$Y-\overline{y} = \frac{K[X,Y]}{D[X]}(X-\overline{x}) \tag{6}$$

У даному випадку парна лінійна регресія виражається через такі числові характеристики: середнє значення показника і фактора, кореляційний момент і дисперсію фактора.

Вище, при визначенні оцінок коефіцієнтів лінії регресії введено статистичний кореляційний момент.

$$\overline{K}[x,y] = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})(y_i-\overline{y})}{n} \tag{7}$$

Кореляційний момент — це статистична характеристика системи випадкових величин, яка описує не лише зв'язок між випадковими величинами XiY , а й їх розсіяння.

Для визначення лише зв'язку між величинами вводяться коефіцієнт кореляції.

$$r[X,Y] = \frac{K[X,Y]}{\partial[X]\partial[Y]} =$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})(y_i-\overline{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\overline{x})^2 \sum_{i=1}^{n}(y_i-\overline{y})^2}} \tag{8}$$

Оцінкою коефіцієнта кореляції є вибірковий коефіцієнт кореляції.

$$\overline{r}[X,Y] = \frac{\overline{K}[X,Y]}{\overline{S}[X]\overline{S}[Y]} \tag{9}$$

Коефіцієнт кореляції характеризує ступінь щільності лінійної залежності між випадковими величинами (X,Y) і змінюється в межах від –1 до 1, причому: якщо $r[x, y]>0$, то між випадковими величинами X і Y існує пряма залежність.

Доведемо, що коефіцієнт кореляції може мати значення в межах

$$-1 \le r[X,Y] \le 1 .$$

Для цього розглянемо невід'ємний вираз:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{x_i-\overline{x}}{S_x} \pm \frac{y_i-\overline{y}}{S_y}\right]^2 \ge 0 \tag{10}$$

Після піднесення до квадрата виразу у квадратних дужках дістанемо:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{(x_i-\overline{x})^2}{S_x^2} \pm 2\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{(x_i-\overline{x})(y_i-\overline{y})}{S_x S_y} +$$

$$+\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{(y_i-\overline{y})^2}{S_y^2} \ge 0 \tag{11}$$

Вираховуючи,

$$S_x^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^2 \quad S_y^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \overline{y})^2 \quad (12)$$

перепишемо нерівність у такому вигляді:

$$1 \pm 2r[x, y] + 1 \geq 0,$$

звідки

$$-1 \leq r[X, Y] \leq 1$$

, що й потрібно було довести.

Доведемо, що від знака коефіцієнта кореляції залежить напрямок зв'язку чинника і показника.

Оцінку параметра а парної лінійної регресії можна знайти за формулою:

$$a = \frac{K[X,Y]}{D[X]} = \left(\frac{K[X,Y]}{S_x S_y}\right)\frac{S_y}{S_x} = r[x,y]\frac{S_y}{S_x} \quad (13)$$

Оскільки $S_y / S_x > 0$, то параметр a має такий же знак, що й коефіцієнт кореляції.

З математики відомо, якщо $a>0$, то між величинами X та Y існує прямий зв'язок, тобто якщо зростає (спадає) чинник X, то відповідно зростає (спадає) показник Y. Якщо $a<0 (r[X,Y]<0)$, то між величинами X та Y існує зворотній зв'язок, тобто якщо зростає (спадає) чинник X, то спадає (зростає) показник Y, що й потрібно було довести.

Для аналізу якості опису існуючої залежності між двома явищами за допомогою регресії часто використовують індекс кореляції.

Щоб з'ясувати зміст індексу кореляції, застосовують рівняння лінії регресії. Для цього запишемо співвідношення x_1 та y_1 у такій формі:

$$y_i - \overline{y} = a(x_i - \overline{x}) + l_i \quad (14)$$

Піднесемо обидві частини до квадрата й підсумуємо:

$$\sum_{i=1}^{n}(y_i - \overline{y})^2 = \sum_{i=1}^{n}a^2(x_i - \overline{x})^2 + 2a\sum_{i=1}^{n}$$

$$(x_i - \overline{x})\left[(y_i - \overline{y}) - a(x_i - \overline{x})\right] + \sum_{i=1}^{n}l_i^2 \quad (15)$$

Оскільки

$$a = \sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y}) / \sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^2,$$

то другий доданок дорівнює нулю:

$$\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y}) - a\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^2 =$$

$$= \sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y}) - \sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y}) = 0 \quad (16)$$

Позначивши

$$k_i = \hat{y}_i - \overline{y} = a(x_i - \overline{x}),$$

перепишемо формулу (15) у такому вигляді:

$$\sum_{i=1}^{n}(y_i - \overline{y})^2 = \sum_{i=1}^{n}k_i^2 + \sum_{i=1}^{n}l_i^2 \quad (17)$$

Сума квадратів відхилень від середнього значення зображується у вигляді двох крапок доданків: суми квадратів відхилень теоретичних значень від середнього значення і суми квадратів відхилень y_i від лінії регресії. Перший доданок є систематичною, а другий — випадковою варіацією. Знайдемо відношення суми квадратів теоретичних відхилень y_i від середнього значення y_i до суми квадратів відхилень спостережуваних значень y_i від середнього значення y_i.

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}k_i^2}{\sum_{i=1}^{n}(y_i - \overline{y})^2} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(\hat{y}_i - \overline{y})^2}{\sum_{i=1}^{n}(y_i - \overline{y})^2} =$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n}\left[a(x_i - \overline{x})\right]^2}{\sum_{i=1}^{n}(y_i - \overline{y})^2} = \frac{a^2\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^2}{\sum_{i=1}^{n}(y_i - \overline{y})^2} =$$

$$= \left[\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^2}\right]\frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^2}{\sum_{i=1}^{n}(y_i - \overline{y})^2} =$$

$$= \frac{\left[\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y})\right]^2}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^2\sum_{i=1}^{n}(y_i - \overline{y})^2} = r^2[X, Y] \quad (18)$$

Величина R^2 є вибірковим коефіцієнтом детермінації.

Для парної лінійної регресії коефіцієнт детермінації дорівнює квадрату коефіцієнта кореляції.Для визначення рівня кореляції між спостережуваними y_i і розрахунковими значеннями y_i використовується індекс кореляції.

$$R=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}k_i^2}{\sum_{i=1}^{n}(y_i-\overline{y})^2}}=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(y_i-\overline{y})^2-\sum_{i=1}^{n}l_i^2}{\sum_{i=1}^{n}(y_i-\overline{y})^2}}=$$

$$=\sqrt{1-\frac{\sum_{i=1}^{n}l_i^2}{\sum_{i=1}^{n}(y_i-\overline{y})^2}} \qquad (19)$$

Очевидно, індекс кореляції змінюється в межах від 0 до 1.

Якщо всі значення l_i дорівнюють нулю, то теоретичні y_i і спостережувані значення y_i збігаються й індекс кореляції R=1 . Чим більше спостережувані значення наближаються до лінії регресії, тим ближче значення R до одиниці. Якщо всі $\hat{y}_i=\overline{y}$, то зміни Y не пов'язані із змінами X і R=0.

Надійні границі індексу кореляції визначаються через оцінки середньоквадратичного відхилення $S[R]$:

$$S[R]=\frac{1-R}{\sqrt{n}} \quad \Delta R=\pm t_a S[R] \ , \qquad (20)$$

В економічних задачах для оцінки впливу на показник будь-якого фактора часто використовуються коефіцієнт еластичності.

В загальній статистиці коефіцієнт еластичності одержують на основі статистичного ряду. Припустимо, що маємо статистичний ряд з балансовими даними показника і фактора. Коефіцієнт еластичності для значення фактора знаходять за формулою:

$$K_{xi}=\frac{\Delta y_i}{y_i}\div\frac{\Delta x_i}{x_i} \qquad (21)$$

Якщо між факторами і показниками знайдена стохастична залежність, то коефіцієнт еластичності для значення фактора x_i аналогічно можна знайти за формулою:

$$K_{xi}=\frac{\Delta y(x_i)}{y(x_i)}\div\frac{\Delta x_i}{x_i} \qquad (22)$$

Якщо зробити граничний перехід при $\Delta x\to 0$, то одержимо формулу для точкової оцінки коефіцієнта еластичності:

$$K_{xi}=\frac{x_i}{y_i(x_i)}\lim_{\Delta X_x\to 0}\frac{\Delta y(x_i)}{\Delta x_i}=\frac{x_i y(x_i)}{y x_i} \qquad (23)$$

Коефіцієнт еластичності показує, на скільки відсотків зміниться показник, якщо фактор зміниться на один відсоток.

Для парної лінійної регресії $Y=aX+b$ коефіцієнт еластичності знаходиться за формулою:

$$K_x=\frac{(aX+b)'X}{Y}=\frac{aX}{Y} \qquad (24)$$

Прогнозуванням називається наукове передбачення імовірнісних шляхів розвитку явищ і процесів для більш-менш віддаленого майбутнього.

Періодом упередження називають проміжок часу від моменту, для якого є останні статистичні дані про досліджуваний об'єкт, до якого належить прогноз.

Прогнозування, яке базується на збереженні тенденції розвитку явищ у часі, можна звести до добору аналітичних виразів типу $Y=f(X)$ за даними за минуле й екстраполяції здобутих залежностей. Прогноз показника дістають підстановкою в здобуте регресій не рівняння значень фактора.Результатом є точкова оцінка середнього значення показника при даних рівнях факторів.

Середнє значення прогнозу показника y_p при значенні фактора x_p відповідно до лінійної регресії визначається за формулою:

$$y_p=a\,x_p+b \qquad (25)$$

Знайдемо надійні межі прогнозу.

При визначенні дисперсії показника y_p необхідно враховувати ще одну невизначеність — розсіяння навколо лінії регресії.

Оскільки $D[l_j]=S^2$, то рівнянню $y_p=a\,x_p+b+l$ відповідає дисперсія

$$D[y_{pi}]=\frac{S^2\left(\frac{0}{x_{pi}}\right)^2}{\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{0}{x_i}\right)^2}+\frac{S^2}{n}+S^2 \qquad (26)$$

Замінюючи ∂ його точковою оцінкою S, залишимо межі надійних інтервалів індивідуальних прогнозованих значень $y_{pi}\pm\Delta y_{pi}$ [4].

$$\Delta y_{pi} = t_{ak} S\left(1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_{pi} + x)^2}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - x)^2}\right)^{\frac{1}{2}} \qquad (27)$$

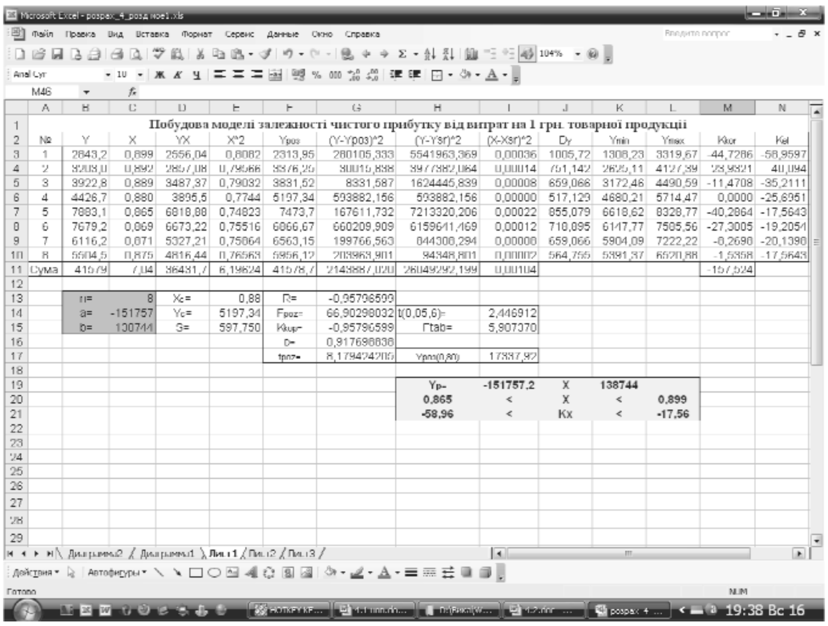
Побудова моделі залежності величини чистого прибутку ВАТ "Кредмаш" від витрат на 1 гривню товарної продукції.

Необхідні обчислення та графічна побудова для реалізації моделі проводилися на ПЕОМ за допомогою редактора електронних таблиць MSExcel з використанням відповідних функцій при статистичній обробці даних з таблиці 2. Отримані результати наведені на рис. 1. Проаналізуємо їх та побудуємо модель залежності.

Для визначення формули залежності між *X* та *Y* за допомогою майстра діаграм було побудовано кореляційне поле, множина точок $(x_i; y_i)$, $i=1,....,8$ (рис. 2). Виходячи з розташування точок в цьому полі, ми бачимо, що в якості моделі залежності *Y* від *X* може бути взята лінійна залежність

$$Y=aX+b \qquad (28)$$

Для визначення наявності кореляційної залежності між *Y* та *X* за допомогою майстер-функції КОРРЕЛ був найдений вибірковий коефіцієнт парної кореляції між *Y* та *X*, *R*=-0,958, та проведена за критерієм Стьюдента перевірка значимості відмінності його від нуля.



	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N
1	Побудова моделі залежності чистого прибутку від витрат на 1 грн. товарної продукції													
2	№	Y	X	YX	X^2	Yроз	(Y-Yроз)^2	(Y-Ysr)^2	(X-Xsr)^2	Dy	Ymin	Ymax	Kkor	Kel
3	1	2843,2	0,899	2556,04	0,8082	2313,95	280105,333	5541963,369	0,00036	1005,72	1308,23	3319,67	-44,7286	-58,9597
4	2	3203,0	0,892	2857,08	0,79566	3376,25	30015,838	3977382,064	0,00014	751,142	2625,11	4127,39	28,9821	40,094
5	3	3922,8	0,889	3487,37	0,79032	3831,52	8331,587	1624445,839	0,00008	659,066	3172,46	4490,59	-11,4708	-35,2111
6	4	4426,7	0,880	3895,5	0,7744	5197,34	593882,156	593882,156	0,00000	517,129	4680,21	5714,47	0,0000	-25,6951
7	5	7883,1	0,865	6818,88	0,74823	7473,7	167611,732	7213320,206	0,00022	855,079	6618,62	8328,77	-40,2864	-17,5643
8	6	7679,2	0,869	6673,22	0,75516	6866,67	660209,909	6159641,469	0,00012	718,095	6147,77	7585,56	-27,3005	-19,2054
9	7	6116,2	0,871	5327,21	0,75864	6563,15	199766,563	844308,294	0,00008	659,066	5904,09	7222,22	-8,2698	-20,1398
10	8	5504,5	0,875	4816,44	0,76563	5956,12	203963,901	94348,801	0,00002	564,755	5391,37	6520,88	-1,5358	-17,5643
11	Сума	41579	7,04	36431,7	6,19624	41578,7	2143887,020	26049292,199	0,00104				-157,524	
12														
13		n=	8	Xc=	0,88	R=	-0,95796599							
14		a=	-151757	Yc=	5197,34	Fроз=	66,90298032	t(0,05,6)=	2,446912					
15		b=	138744	S=	597,750	Kkor=	-0,95796599	Ftab=	5,987378					
16						D=	0,917698838							
17						tроз=	8,179474205	Yроз(0,80)	17337,92					
18														
19								Yр=	-151757,2	X	138744			
20								0,865	<	X	<	0,899		
21								-58,96	<	Kx	<	-17,56		

Рис. 1. *Модель залежності величини чистого прибутку від витрат на 1 грн. товарної продукції*

Розрахункове значення t-статистики, отримане за формулою:

$$t_{PO3} = R\sqrt{\frac{n-2}{1-R^2}} = -8,179 \qquad (29)$$

Табличне значення отримане за допомогою майстер-функції СТЬЮДРАСПОБР для рівняння значимості L=0,05 та числа ступеня вільності k_1=8-2=6,$t_{ТАБ}$(0,05;6)=2,447 . Оскільки абсолютна величина $t_{РОЗ} > t_{ТАБ}$, то R відрізняється від нуля з імовірністю P = 1-L = 0,95 та зв'язок між *Y* та *X* вагомий.

Для виявлення цього зв'язку були знайдені оцінки параметрів моделі, коефіцієнтів *a* та *b* за формулами (3) та (5).

В результаті *a*=-151757, *b*=138744, пошукова модель залежності має вигляд Y=-151757X+138744.

Для перевірки адекватності отриманої моделі був вирахуваний коефіцієнт детермінації *D*, за формулою (18), *D*=0,9177 , та проведена перевірка значимості його відмінності від нуля за критерієм Фішера.

$$F_{PO3} = \frac{D}{1-D}(n-2) = 66,903 \qquad (30)$$

Табличне значення знайдене за допомогою FРАСПОБР для рівня значимості L=0,05 та числа ступеня вільності К1=1; К2=6, $F_{ТАБ}$(0,05;1;6)=5,987. Оскільки $F_{РОЗ} > F_{ТАБ}$, тоді *D* значно відрізняється від нуля з імовірністю *P*=1 – *L*=0,95. Тому отримана модель адекватна справжній залежності та може бути використана для економічного аналізу та прогнозу.

Для проведення економічного аналізу був знайдений коефіцієнт еластичності за формулою (4.24) отриманої моделі

K_x=-151757X/(-151757X + 138744)

Для величини *X*, яка змінюється від 0,865 до 0,899,

КХ змінюється від –58,96 до –17,56.

Висновок

Проаналізувавши побудовану модель залежності величини чистого прибутку ВАТ "Кредмаш" від вит-

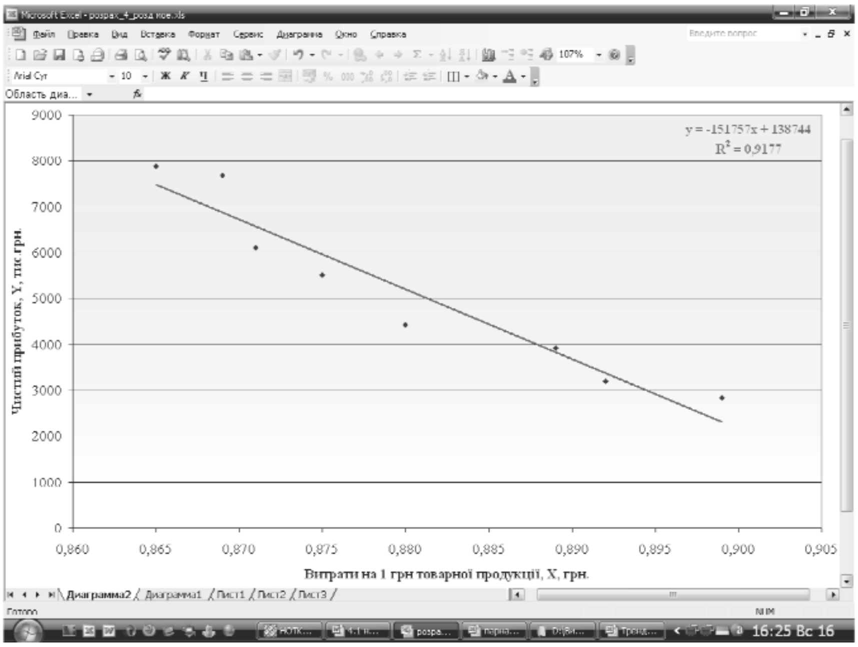


Рис. 2. *Графік залежності величини чистого прибутку від витрат на 1 грн. товарної продукції ВАТ "Кредмаш"*

рат на 1 гривню товарної продукції, можна зробити такі висновки та прогнози:

1. Коефіцієнт парної кореляції R=-0,958 значно відрізняється від нуля з надійністю 0,95.

2. В результаті виявлення цього зв'язку отримана відповідна модель залежності, адекватна істотній залежності, Y=-151757X+138744, тому отримана модель залежності з надійністю 0,95 може бути використана для економічного аналізу та прогнозу.

3. Величина коефіцієнта детермінації D=0,9177 показує, що 91,77% зміни величини чистого прибутку пояснюється зміною витрат на 1 гривню товарної продукції.

4. Із зростанням витрат на 1 гривню товарної продукції на 1 % величина прибутку зменшується від 17,56% до 58,96%.

5. При збільшенні витрат на 1 гривню товарної продукції на 0,01 грн. величина чистого прибутку зменшується на 151757 тис.грн./квартал.

6. Для прогнозного значення витрат на 1 гривню товарної продукції — 0,80 грн. — точковий прогноз величини чистого прибутку склав 17337,92 тис.грн./квартал.

Таким чином, за допомогою методів економіко-математичного моделювання була виявлена залежність величини чистого прибутку ВАТ "Кредмаш" від витрат на 1 гривню товарної продукції, що має вигляд Y=-151757X+138744 і може використовуватися для прогнозування майбутніх значень цих показників з надійністю 95%.

ЛІТЕРАТУРА

1. Андерсон Т.В. Введение в многомерный статистический анализ. – М.: Физматгиз, 1963. – 500 с.

2. Жуковская В.М., Мучник И.Б. Факторный анализ в социально-экономических исследованиях. – М.: Статистика, 1976. – 152 с.

3.Елисеева И.И., Рукавишников В.О. Группировка, корреляция, распознавание образов (Статистические методы классификации и измерения связи). – М.: Статистика,1977.-144с.

4. Браверман Э.М., Мучник И.Б. Структурные методы обработки эмпирических данных. – М.: Наука, 1983 — 464с.

АННОТАЦИЯ

Проведен анализ влияния затрат производства продукции на хозяйственную деятельность производства путе -строительной техники ЗАТ “Кредмаш”.

Ключевые слова: коэффициент детерминации, регрессивная модель зависимости.

ANNOTATION

The analysis of influence of expenses of production on economic activity of production of a way — construction equipment of ZAT "Kredmash" is carried out.

Keywords: koefficient determinations, regressive model of dependence.