

*Скрильник І.І.,  
старший викладач кафедри економічної теорії  
та економічної кібернетики,  
Полтавський національний технічний університет  
імені Юрія Кондратюка*

*Олешко А.О.,  
студентка,  
Полтавський національний технічний університет  
імені Юрія Кондратюка*

*Зуенко В.О.,  
студент,  
Полтавський національний технічний університет  
імені Юрія Кондратюка*

## ПРОГНОЗУВАННЯ ВАЛОВОГО ПРИБУТКУ ПАТ «ПОЛТАВСЬКИЙ ЗАВОД МЕДИЧНОГО СКЛА» НА ОСНОВІ ВИРОБНИЧОЇ ФУНКЦІЇ

**Анотація.** Статтю присвячено прогнозуванню валового прибутку ПАТ «Полтавський завод медичного скла». На основі виробничої функції Кобба-Дугласа побудовано прогноз даного економічного показника на перші три квартали 2017 р. Проведено дослідження отриманої виробничої функції, верифікацію прогнозу та визначено його якість.

**Ключові слова:** функція Кобба-Дугласа, валовий прибуток, прогноз, оцінка якості моделі, верифікація прогнозу.

**Постановка проблеми.** Успішний розвиток сучасного підприємства вимагає новітніх підходів та методів управління виробничими процесами. Одним з ефективних інструментів для досягнення бажаних результатів та забезпечення конкурентної спроможності підприємства є використання аналітичних методів та моделей. Вони дають змогу прогнозувати економічні та фінансові показники, моделювати виробничу та інвестиційну діяльність підприємства, оптимізувати його систему управління. Наприклад, для моделювання процесів виробництва продукції на підприємстві аналітики використовують виробничі функції (ВФ). Вони відображають залежність результату виробництва від витрат ресурсів. ВФ також будуються для розв'язання певних економічних задач, що стосуються аналізу, прогнозування та планування економічних показників, зокрема прогнозування валового прибутку підприємства. Це є актуальною задачею, оскільки допомагає спеціалістам складати перспективні плани, робити прогнози на майбутнє.

**Аналіз останніх досліджень і публікацій.** В економічній літературі існує велика кількість наукових праць українських та зарубіжних учених, спеціалістів, присвячених побудові ВФ, дослідженню, прогнозуванню економічних та фінансових показників підприємств.

Так, основні методологічні положення моделювання факторів росту продукції підприємства на базі ВФ викладено у працях С.С. Шумської [1, с. 106-108], В.О. Яновського [2, с. 161]. Комплексний аналіз та прогнозування динаміки соціально-економічного розвитку регіонів (на основі модифі-

кованої ВФ Кобба-Дугласа) проведено у роботі Ю. Харазішвілі та В. Денисюка [3, с. 7-18]. Використання моделювання та прогнозування в управлінні виробництвом на основі ВФ проводилося у роботах Ю.В. Науменка [4, с. 266-269], Я.В. Долгіх, О.В. Костовського [5, с. 124-129]. На основі моделі Кобба-Дугласа виконано прогнози зайнятості населення у праці В.А. Гневашевої [6, с. 117-122]. Дослідження процесів розвитку соціально-економічної системи України за допомогою модифікованої моделі ВФ Кобба-Дугласа проводилося у праці О.М. Теліженка, Ю.В. Тараненка [7, с. 160-171]. У праці В.Т. Гаврилюка виконано аналіз впливу інвестицій на економічне зростання країни з використанням ВФ [8, с. 73-78].

Автори статті для дослідження теж вибрали ВФ Кобба-Дугласа, тому що в ній найбільш об'єктивно відображається процес розвитку соціально-економічних систем без безпосереднього впливу суб'єктивного фактору.

**Мета статті** полягає у вдосконаленні планування економічних показників ПАТ «Полтавський завод медичного скла» на 2017 р., зокрема валового прибутку, на основі побудови їх прогнозів із використанням ВФ Кобба-Дугласа.

**Виклад основного матеріалу дослідження.** ПАТ «Полтавський завод медичного скла» – найбільший на території України виробник скляної медичної тари. Сьогодні підприємство виготовляє на рік понад 7 тис. т склотрубки; 1 млрд. 900 млн. ампул; 4 млн. пробірок. Для забезпечення лікувальних закладів Полтави та області підприємство виробляє медичний кисень, доступний за ціною і гарантованою якістю.

**Постановка завдання.** За статистичними даними ПАТ «Полтавський завод медичного скла» за 2014-2016 рр. (табл. 1), використовуючи ВФ Кобба-Дугласа, побудувати прогноз валового прибутку підприємства на перші три квартали 2017 р. Провести дослідження побудованої ВФ та визначити точність отриманого прогнозу.

**Побудова ВФ Кобба-Дугласа для ПАТ «Полтавський завод медичного скла».** ВФ – це модель, що відображає залежність показників виробничо-господарської діяльності від факторів, що визначають ці показники. Найвідомішою ВФ є функція Кобба-Дугласа, що визначає залежність між обсягом виробництва, обсягами капіталу та витратами ресурсів праці:

$$Y = a_0 \cdot K^{a_1} \cdot L^{a_2}, \quad (1)$$

де  $Y$  – валовий прибуток підприємства,  $K$  – матеріальні затрати на випуск продукції,  $L$  – витрати на оплату праці,  $a_0$  – коефіцієнт масштабності,  $a_1, a_2$  – коефіцієнти еластичності випуску за основними фондами та працею відповідно й які характеризують приріст обсягів виробництва за приросту капіталу та ресурсів праці на 1%.

Таблиця 1

Статистичні дані ПАТ «Полтавський завод медичного скла» за 2014-2016 рр.

Рік	Витрати на оплату праці, L, тис. грн.	Матеріальні затрати, K, тис. грн.	Валовий прибуток, Y, тис. грн.
2014	7,156	22,310	24,926
	13,566	41,119	52,494
	20,570	67,592	81,534
	28,017	93,926	106,400
2015	6,814	29,334	35,813
	14,370	61,242	74,094
	22,088	93,428	112,259
	31,368	131,070	147,188
2016	8,716	35,982	36,483
	16,595	65,881	82,746
	24,253	95,103	112,745
	32,965	132,073	141,637

Для оцінювання параметрів виробничої регресії було введено її до лінійної форми. Після логарифмування і заміни змінних  $Y_1 = \ln(Y)$ ,  $Z_1 = \ln(K)$ ,  $Z_2 = \ln(L)$  отримано лінійну регресію:

$$Y_1 = a_{01} + a_1 \cdot Z_1 + a_2 \cdot Z_2, \quad (2)$$

де  $a_{01} = \ln(a_0)$ . Для розв'язування задачі складено електронну таблицю в Microsoft Excel (рис. 1).

Залежність між факторами може значною мірою впливати на якість оцінок, отриманих за методом найменших квадратів (МНК). Якщо між незалежними змінними моделі існують тісні лінійні зв'язки, це явище називається мультиколінеарністю. Моделі, в яких спостерігається мультиколінеарність, стають надзвичайно чутливими до конкретного набору даних, до її специфікації і мають значні відхилення від дійсних значень параметрів узагальненої моделі. Отже, спочатку було досліджено змінні  $Z_1, Z_2$  регресії (2) на їх мультиколінеарність.

Для цього визначено експериментальне та табличне значення критерію  $\chi^2$ .

Для цього незалежні змінні було представлено у вигляді матриці  $Z = \{Z_0, Z_{1n}, Z_{2n}\}$ , при цьому  $Z_0$  – вектор, складений з  $n$  одиниць. Вектори  $Z_{1n}, Z_{2n}$  – нормовані вектори спостережень незалежних змінних  $Z_1, Z_2$  за формулою:

$$Z_{ikn} = \frac{Z_{ik} - \bar{Z}_k}{\delta_{sk}}, \quad (3)$$

де  $\bar{Z}_k$  – середнє арифметичне значень фактора  $Z_k$ ;  $\delta_{sk}$  – середнє квадратичне відхилення  $k$ -ї пояснювальної змінної  $Z_k$ ;  $n$  – число спостережень;  $m$  – число пояснювальних змінних, ( $k=1, 2, \dots, m$ ).

Знайдено транспоновану матрицю  $[Z]^T$ , кореляційну матрицю  $R = [Z]^T \cdot [Z]$ , визначник  $\det[R]$ . Значення  $\chi^2_{ексн.}$  обчислено за формулою:

$$\chi^2_{ексн.} = \left[ n - 1 - \frac{1}{6}(2m + 5) \right] \ln(\det[R]). \quad (4)$$

Якщо  $|\chi^2_{ексн.}| > \chi^2_{табл. / (\alpha=0.05; k=1/2m(m-1))}$ , то можна вважати, що в масиві факторів не існує мультиколінеарності. У результаті розрахунків було отримано, що  $\chi^2_{ексн.} = -29,035$ ,  $\chi^2_{табл.} = 7,815$  ( $|-29,035| > 7,815$ ), що говорить про відсутність мультиколінеарності факторів моделі.

Визначено кореляційний зв'язок між факторами та основним показником. Вплив фактора L на Y становить 0,99, а фактора K на Y – 0,97.

Невідомі параметри рівняння (2)  $a_{01}, a_1, a_2$  обчислено за допомогою МНК, розв'язавши систему нормальних рівнянь:

$$\begin{aligned} \sum Y_1 &= na_{01} + a_1 \sum K_1 + a_2 \sum L_1; \\ \sum Y_1 K_1 &= a_{01} \sum K_1 + a_1 \sum K_1^2 + a_2 \sum K_1 L_1; \\ \sum Y_1 L_1 &= a_{01} \sum L_1 + a_1 \sum K_1 L_1 + a_2 \sum L_1^2. \end{aligned} \quad (5)$$

У результаті розрахунків отримано такі значення параметрів:  $a_{01} = 0,27$ ,  $a_1 = 0,91$ ,  $a_2 = 0,08$ .

Отже, рівняння двофакторної регресії матиме такий вигляд:

$$Y_1 = 0,27 + 0,91 \cdot K_1 + 0,08 \cdot L_1 \quad (6)$$

Оскільки  $a_0 = e^{a_{01}} = e^{0,27} = 1,31$ , то ВФ Кобба-Дугласа має вигляд:

$$Y = 1,31 \cdot K^{0,92} \cdot L^{0,08}. \quad (7)$$

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K
2	K	L	Y	Z1	Z2	Y1	Y1r	Yr	(Y-Yr)^2	(Y-Ys)^2	(Y1-Y1r)^2
3	22,31	7,156	24,926	3,105	1,968	3,216	3,276	26,476	2,404	2901,25	0,00364117
4	41,119	13,566	52,494	3,716	2,608	3,961	3,889	48,852	13,268	691,44	0,00517155
5	67,592	20,57	81,534	4,213	3,024	4,401	4,378	79,695	3,383	7,53	0,00052063
6	93,926	28,017	106,4	4,543	3,333	4,667	4,705	110,490	16,729	762,35	0,00142283
7	29,334	6,814	35,813	3,379	1,919	3,578	3,523	33,885	3,716	1846,96	0,00306108
8	61,242	14,37	74,094	4,115	2,665	4,305	4,258	70,699	11,524	22,05	0,00219947
9	93,428	22,088	112,259	4,537	3,095	4,721	4,681	107,832	19,599	1120,22	0,00161886
10	131,07	31,368	147,188	4,876	3,446	4,992	5,019	151,327	17,132	4678,39	0,00076911
11	35,982	8,716	36,483	3,583	2,165	3,597	3,730	41,691	27,123	1789,82	0,01780568
12	65,881	16,595	82,746	4,188	2,809	4,416	4,337	76,487	39,175	15,66	0,0061866
13	95,103	24,253	112,745	4,555	3,189	4,725	4,705	110,445	5,292	1152,99	0,00042499
14	132,073	32,965	141,637	4,883	3,495	4,953	5,030	153,009	129,319	3949,84	0,00596422
15	37,098	10,926		3,614	2,391		3,777	43,675			
16	70,65	21,59		4,258	3,072		4,423	83,321			
17	103,45	31,31		4,639	3,444		4,803	121,815			

Рис. 1. Результати обчислення значень ВФ Кобба-Дугласа

**Аналіз якості побудованої моделі Кобба-Дугласа.** Авторами проведений аналіз якості побудованої моделі (7). Для цього визначено залишки  $u_i = Y_i - Y_p$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ , де  $Y_i$  – задані спостереження, а  $Y_p$  – визначені значення за формулою (7) за заданих спостережень факторів  $K, L$ .

Якість моделі (7) обчислено за формулою:

$$q = \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^n u_i^2}{n}\right) \cdot 100\%; \quad q = 99,58\%. \quad (8)$$

Середньоквадратична похибка дисперсії залишків становить  $\hat{S}_u = 6,0069$ . Чим її значення менше, тим краще функція регресії відповідає дослідним даним.

Розраховано коефіцієнт детермінації  $R^2 = 0,9848$ . Отримана величина свідчить про те, що 98,48% вихідних даних описується рівнянням регресії.

Вибірковий коефіцієнт множинної кореляції  $R = \sqrt{R^2} = 0,99235$ . Коефіцієнт кореляції наближається до 1, тому існує тісний лінійний зв'язок усіх незалежних факторів  $K, L$  із залежною змінною  $Y$ .

Перевірено статистичну значущість отриманих результатів. Для цього обчислимо  $F$ -статистику за формулою:

$$F_{експ} = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - m - 1}{m}; \quad F_{експ} = 290,734. \quad (9)$$

Знайдено табличне значення  $F$ -статистики,  $F_{табл./\alpha=0,05,m,n-m-1} = 4,2565$ . Оскільки  $F_{експ} > F_{табл.}$ , то коефіцієнти регресії є значущими.

Також обчислено  $t$ -статистику:

$$t_{експ.} = \frac{R\sqrt{n - m - 1}}{\sqrt{1 - R^2}}; \quad t = 22,7345. \quad (10)$$

Відповідне табличне значення  $t_{табл./(\alpha/2,n-m-1)}$ ,  $t_{табл.} = 2,3$ .

Оскільки  $|t_{експ.}| > t_{табл.}$ , можна зробити висновок про достовірність коефіцієнта кореляції, який характеризує тісноту зв'язку між залежною та незалежними змінними моделі.

За проведеним аналізом можна зробити висновок, що якість побудованої ВФ Кобба-Дугласа (7) є належною і її можна застосовувати для прогнозування валового прибутку підприємства.

**Дослідження властивостей побудованої моделі Кобба-Дугласа.** Авторами виконано перевірку властивостей функції (7) у програмі Wolfram Mathematica 8.0, яка показала, що побудована ВФ належить до класу неокласичних функцій. Це означає, що вона є гладкою і задовольняє умови:

1.  $F(0;L) = F(K;0) = F(0;0) = 0$  – за відсутності хоча б одного з ресурсів виробництво неможливе.

$$\text{Limit}[1.31K^{0.92}L^{0.08}, K \rightarrow 0]; \quad \text{Limit}[1.31K^{0.92}L^{0.08}, L \rightarrow 0];$$

$$\text{Limit}[1.31K^{0.92}L^{0.08}, \{K \rightarrow 0, L \rightarrow 0\}].$$

Результат: 0.; 0.; {0.,0.}.

2.  $\frac{\partial F}{\partial K} > 0$ ,  $\frac{\partial F}{\partial L} > 0$  – з підвищенням обсягів ресурсів зростає й випуск.

$$D[1.31K^{0.92}L^{0.08}, K]; \quad D[1.31K^{0.92}L^{0.08}, L]. \quad \text{Результат:}$$

$$\frac{1.2052L^{0.08}}{K^{0.08}}; \quad \frac{0.1048K^{0.92}}{L^{0.92}}.$$

3.  $\frac{\partial^2 F}{\partial K^2} < 0$ ,  $\frac{\partial^2 F}{\partial L^2} < 0$  – зі збільшенням ресурсів швидкість зростання випуску знижується.

$$4. \quad D\left[\frac{1.2052L^{0.08}}{K^{0.08}}, K\right]; \quad D\left[\frac{0.1048K^{0.92}}{L^{0.92}}, L\right]. \quad \text{Результат:}$$

$$-\frac{0.0964L^{0.08}}{K^{0.08}}; \quad -\frac{0.0964K^{0.08}}{L^{0.08}}.$$

5.  $F(+\infty;L) = F(K;+\infty) = F(+\infty;+\infty) = \infty$  – за необмеженого підвищення обсягів хоча б одного з ресурсів випуск також необмежено зростає.

$$\text{Limit}[1.31K^{0.92}L^{0.08}, L \rightarrow \infty]; \quad \text{Limit}[1.31K^{0.92}L^{0.08}, K \rightarrow \infty];$$

$$\text{Limit}[1.31K^{0.92}L^{0.08}, \{K \rightarrow \infty, L \rightarrow \infty\}]$$

Результат:  $L^{0.08\infty}$ ;  $K^{0.08\infty}$ ;  $\{L^{0.08\infty}, K^{0.08\infty}\}$ .

Лінії рівня ВФ, або ізоквантою на площині  $K, L$  називають множину тих точок площини, для яких  $F(K, L) = Y_0 = const$ . Побудовано ізокванти для таких значень валового прибутку:  $Y_0 = 24,93$ ;  $Y_0 = 35,81$ ;  $Y_0 = 82,75$  (рис. 2 а).

Ізокліналями ВФ називають лінії найшвидшого зростання ВФ. Ізокліналі ортогональні лініям нульового зростання, тобто ізоквантам. Для мультиплікативної ВФ:

$$K = \sqrt{\frac{a_1}{a_2} L^2 + C}, \quad C = const; \quad C = K_0^2 - \frac{a_1}{a_2} L_0^2, \quad (11)$$

де  $K_0, L_0$  – координати точки, через яку проходить ізокліналь. Якщо припустити, що  $C = 0$ , то отримуємо пряму

$$K = L \cdot \sqrt{\frac{a_1}{a_2}}. \quad \text{Для побудови сімейства ізокліналей було взято}$$

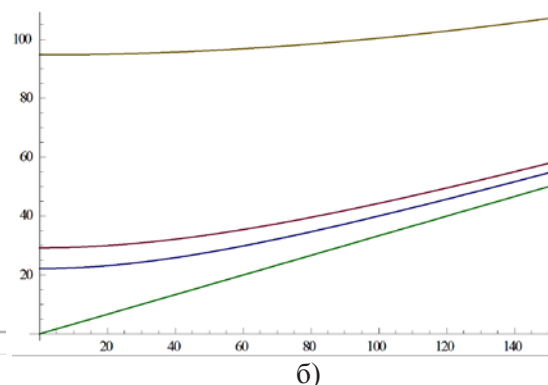
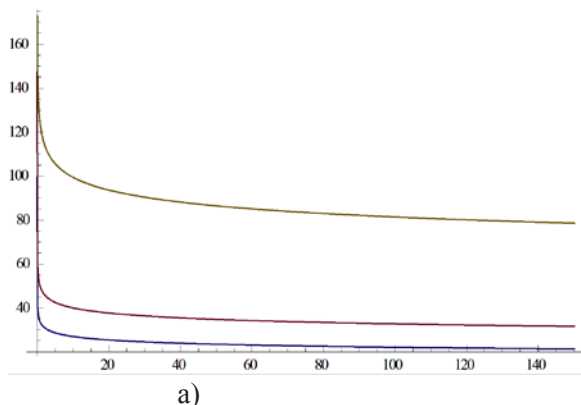


Рис. 2. Сімейство ізоквант та ізокліналей ВФ  $Y = 1,31 \cdot K^{0,92} \cdot L^{0,08}$

такі точки  $(K_0, L_0)$ : (22,31; 7,16), (29,33;6,81), (95,1; 24,25) (рис. 2 б).

Для того щоб оцінити внесок кожного фактора у кінцевий продукт, визначено граничну фондвіддачу та граничну продуктивність праці. Гранична продуктивність ресурсу вказує на скільки одиниць збільшиться обсяг валового прибутку, якщо обсяг витрат і-го ресурсу зросте на одиницю за незмінних обсягів інших задіяних у виробництві ресурсів.

$$MP_L = \partial Y / \partial L; D[1.31K^{0.92}L^{0.08}, L] = 0.1048K^{0.92} / L^{0.92}.$$

$$MP_K = \partial Y / \partial K; D[1.31K^{0.92}L^{0.08}, K] = 1.2052L^{0.08} / K^{0.08}.$$

Розраховано за період спостереження з 2014 по 2016 р. середні значення коефіцієнтів  $MP_K$  та  $MP_L$ , значення яких дорівнюють 1,34 та 0,36 відповідно. Це означає, що в середньому на 1 тис. грн. приросту вартості основних засобів доводиться 1,34 тис. грн. приросту обсягів валового прибутку та на 1 тис. грн. приросту заробітної плати припадає 0,36 тис. грн. приросту обсягів валового прибутку.

Граничною нормою заміщення праці  $S_K$  називається відношення модулів диференціалів основних виробничих фондів і праці.

$$S_K = \frac{|dK|}{|dL|} = -\frac{dK}{dL} = \frac{\partial F}{\partial L} / \frac{\partial F}{\partial K}; S_K = \frac{1.2052L^{0.08}}{K^{0.08}} / \frac{0.1048K^{0.92}}{L^{0.92}}.$$

Так, наприклад, у точці (22.31;7.16)  $S_K = 11.5 \cdot 7.16 / 22.31 = 3.6907$ .

Гранична норма заміщення фондів працею визначається як

$$S_L = -\frac{dL}{dK} = \frac{\partial F}{\partial K} / \frac{\partial F}{\partial L}; S_L = \frac{0.1048K^{0.92}}{L^{0.92}} / \frac{1.2052L^{0.08}}{K^{0.08}}.$$

У точці (22.31;7.16)  $S_L = 0.087 \cdot 22.31 / 7.16 = 0.271$ . Виконується співвідношення  $S_K \cdot S_L = 1$ .  $3.6907 \cdot 0.271 = 1$ .

Під час прогнозування важливо не просто вказати вид апроксимуючої функції, а й визначити, наскільки чутлива величина  $Y$  до зміни факторів  $K$  та  $L$ . Параметри  $a_1, a_2$  являють собою еластичності валового прибутку за капіталом ( $a_1$ ) та за працею ( $a_2$ ). Збільшення витрат капіталу на 1% призведе до збільшення валового продукту на  $a_1$ %, а збільшення витрат праці на 1% – до збільшення валового продукту на  $a_2$ % [5, с. 127].

Еластичність обсягів валового прибутку по основних засобах  $E_{Y,K} = a_1 = 0,92$  означає, що якщо витрати капіталу збільшити на 1%, то обсяг валового прибутку збільшиться на 0,92%. Еластичність обсягів валового прибутку по витратах робочої сили  $E_{Y,L} = a_2 = 0,08$  означає, що якщо витрати робочої сили збільшити на 1%, обсяг валового прибутку збільшиться на 0,08%. Оскільки еластичність випуску по основних засобах більша еластичності випуску по витратах праці, то виробництво має працезберігаюче (інтенсивне) зростання, тобто зростання завдяки підвищенню ефективності використання ресурсів. Оскільки значення еластичності  $E_{Y,L} = a_2 = 0,08$  менше одиниці, то валовий прибуток відносно не еластичний за працею.

Розраховано віддачу від масштабу витрачених ресурсів ПАТ «Полтавський завод медичного скла»  $a_1 + a_2 = 0,92 + 0,08 = 1$ . Відомо, що якщо  $a_1 + a_2 = 1$ , то функція (7) має постійний ефект від масштабу виробництва ( $Y$  збільшується у тій же пропорції, що і  $K$  та  $L$ ).

**Визначення прогнозу та його верифікація.** За отриманою моделлю (7) побудовано точковий прогноз валового прибутку

підприємства на перші три квартали 2017 р. (рис. 1). Точність прогнозу становить 99,58%.

Щоб обчислити масштаб та ефективність ВФ у першому кварталі 2017 р., було розраховано відносні показники  $\frac{Y}{Y_0} = \left(\frac{K}{K_0}\right)^{a_1} \left(\frac{L}{L_0}\right)^{a_2}$ , де  $Y_0, K_0, L_0$  – значення обсягів випуску та витрат фондів і праці в базовому 2014 р.

Функцію (7) можна записати так:  $\tilde{Y} = \tilde{K}^{a_1} \tilde{L}^{a_2}$ , де  $\tilde{Y} = Y / Y_0$ ,  $\tilde{K} = K / K_0$ ,  $\tilde{L} = L / L_0$ . Маємо такі розрахунки:  $\tilde{Y} = 38,263 / 24,926 = 1,53$ ;  $\tilde{K} = 37,098 / 22,310 = 1,66$ ;  $\tilde{L} = 10,926 / 7,156 = 1,52$ .

Зважене середньгеометричне часткових показників ефективності обчислюємо за формулою:

$$E = (\tilde{Y} / \tilde{K})^a (\tilde{Y} / \tilde{L})^{1-a}, \quad (12)$$

де роль валових коефіцієнтів відіграють відносні еластичності:

$$a = \frac{a_1}{a_1 + a_2}; 1 - a = \frac{a_2}{a_1 + a_2}. \quad (13)$$

Маємо такі розрахунки:  $a = 0,92$ ;  $1 - a = 0,02$ ;  $E = (1,53 / 1,66) \cdot (1,53 / 1,52) = 0,928207$ .

З умови (12) слідує, що за допомогою коефіцієнта економічної ефективності ВФ можна подати у формі, яка має вигляд:

$$\tilde{Y} = E \cdot \tilde{K}^a \cdot \tilde{L}^{1-a}. \quad (14)$$

Оскільки масштаб виробництва  $M$  обчислюється в обсягах виробничих ресурсів, то, враховуючи аналітичні міркування щодо ефективності, визначено зважене середньгеометричне використаних ресурсів як масштаб виробництва:

$$M = \tilde{K}^a \cdot \tilde{L}^{1-a}. \quad (15)$$

Маємо такі розрахунки:  $M = (1,66)^{0.92} \cdot (1,58)^{0.08} = 1,64834$ .

З умов (14) і (15) отримуємо, що валовий прибуток є добуток економічної ефективності та масштабу виробництва

$$\tilde{Y} = E \cdot M. \quad (16)$$

Авторами перевірено цю властивість:

$$\tilde{Y} = 0,928207 \cdot 1,64834 = 1,53.$$

Таблиця 2

Відносна похибка прогнозу валового прибутку підприємства порівняно з фактичними даними з а перші три квартали 2017 р.

Фактичний обсяг валового прибутку на 2017 р., тис. грн.	Прогноз валового прибутку підприємства на 2017, тис. грн.	відхилення прогнозу, тис. грн.	відносна похибка, %	Верхня межа точкового прогнозу на 2017 р., тис. грн.	Нижня межа точкового прогнозу на 2017 р., тис. грн.	Належність фактичних значень до інтервалу довіри
38,263	43,675	5,415	0,1415	53,1321	35,9016	+
78,665	83,321	4,651	0,0591	101,3625	68,4911	+
114,755	121,815	7,055	0,0615	148,1918	100,1338	+

Проведено верифікацію побудованої моделі. У таблиці представлено відносну похибку прогнозу валового прибутку



підприємства порівняно з фактичними даними за перші три квартали 2017 р. та розраховано інтервали довіри для прогнозних значень (табл. 2).

Отже, побудована модель ВФ Кобба-Дугласа є достатньо точною і дає можливість аналізувати та вдосконалювати виробничу діяльність підприємства.

**Висновки.** Виходячи з аналізу та проведених досліджень, отримано такі результати моделювання та теоретичні і практичні висновки:

- за статистичними даними підприємства досліджено залежність між факторами «Витрати на оплату праці» та «Матеріальні затрати», результати розрахунків довели відсутність мультиколінеарності факторів моделі;

- визначено кореляційний зв'язок між факторами та основним показником (валовим прибутком підприємства), він є досить сильним, значення його наближається до 1;

- виконано оцінку параметрів ВФ Кобба-Дугласа, побудовано ВФ виду  $Y = 1,31 \cdot K^{0,92} \cdot L^{0,08}$ ;

- проведено аналіз якості побудованої функції, яка становить 99,58%;

- отримане значення коефіцієнта детермінації свідчить про те, що 98,48% вихідних даних описується рівнянням регресії, оскільки  $F_{3;AP} > F_{B01;}$ , то параметри ВФ є значущими;

- коефіцієнт кореляції наближається до 1, а оскільки  $|t_{3;AP}| > t_{B01;}$ , то можна зробити висновок про його достовірність;

- досліджено властивості побудованої ВФ Кобба-Дугласа. Вона є неокласичною. Побудовано графіки ізоквант та ізокліналей;

- розраховано граничні продуктивності ресурсів. Встановлено, що в середньому на 1 тис. грн. приросту вартості основних засобів доводиться 1,34 тис. грн. приросту обсягів валового прибутку та на 1 тис. грн. приросту заробітної плати припадає 0,36 тис. грн. приросту обсягів валового прибутку;

- доведено, що виробництво має інтенсивне зростання, тобто зростання завдяки підвищенню ефективності використання ресурсів;

- побудовано точковий прогноз валового прибутку на перші три квартали 2017 р. та розраховано інтервали довіри для прогнозних значень. Усі фактичні дані за перші три квартали 2017 р. потрапляють в інтервал довіри, що підтверджує точність моделі;

- отримані результати моделювання можна використовувати для аналізу та вдосконалення планування валового прибутку підприємства, його виробничої діяльності.

#### Література:

1. Шумська С.С. Інструмент виробничої функції. Економіко-математичні методи і моделі. 2007. С. 104-123. URL: [http://eip.org.ua/docs/EP\\_07\\_4\\_104\\_uk.pdf](http://eip.org.ua/docs/EP_07_4_104_uk.pdf).

2. Янковський В.О. Методологічні проблеми моделювання факторів росту продукції підприємства на базі виробничих функцій. Науковий вісник Ужгородського національного університету. 2017. Вип. 11. С. 194-198.
3. Харазішвілі Ю., Денисюк В. Комплексний аналіз та прогнозування динаміки соціально-економічного розвитку регіонів. Вісник Тернопільського національного економічного університету. 2010. № 4. С. 7-18.
4. Науменко Ю.В. Використання моделювання та прогнозування в управлінні виробництвом. Труды Одесского политехнического университета. 2007. Вып. 1(27). С. 266-269.
5. Долгих Я.В., Костовський О.В. Вдосконалення планування виробництва продукції за допомогою виробничої функції Кобба-Дугласа. Вісник Сумського аграрного університету. Серія «Економіка і менеджмент». 2014. № 8(61). С. 124-129.
6. Гневашева В.А. Прогнозирование занятости с помощью функции Кобба-Дугласа. Знание. Понимание. Умение. 2005. № 1. С. 117-122.
7. Теліженко О.М., Тараненко Ю.В. Дослідження процесів розвитку соціально-економічної системи України за допомогою модифікованої моделі виробничої функції Кобба-Дугласа. Механізми регулювання економіки. 2005. № 3. С. 160-171.
8. Гаврилюк В.Т. Аналіз впливу інвестицій на економічне зростання країни з використанням виробничих функцій. Вісник Запорізького національного університету. 2012. № 4(16). С. 73-78.

#### Скрыльник И.И., Олешко А.А., Зуенко В.А. Прогнозирование валовой прибыли ПАО «Полтавский завод медицинского стекла»

**Анотация.** Стаття посвящена прогнозуванню валової прибутку ПАО «Полтавський завод медичного скла». На основі виробничої функції Кобба-Дугласа побудовано прогноз даного економічного показателя на перші три квартали 2017 г. Проведено дослідження отриманої виробничої функції, верифікація прогнозу і визначення його якості.

**Ключевые слова:** функция Кобба-Дугласа, валовая прибыль, прогноз, оценка качества модели, верификация модели.

#### Skrylnik I.I., Oleshko A.A., Zuenko V.A. Forecasting the gross profit of PJSC «Poltava Medical Glass Plant» on the basis of the production function

**Summary.** The article is devoted to forecasting the gross profit of PJSC Poltava Medical Glass Plant. Based on the Cobb-Douglas production function, the forecast of this economic indicator for the first three quarters of 2017 is constructed. The research of the received production function is conducted, the verification of the forecast is performed and its quality is determined.

**Keywords:** Cobb-Douglas function, gross profit, forecast, model quality assessment, model verification.