

Ірина І. Ніколіна, Марина В. Бондар
**ОБҐРУНТУВАННЯ ШЛЯХІВ РОЗВИТКУ ПІДПРИЄМСТВА
 З ВИКОРИСТАННЯМ ВИРОБНИЧИХ ФУНКЦІЙ**

У статті розглянуто методичні питання використання виробничих функцій. Засобами сучасного програмного забезпечення на реальних даних побудовано виробничі функції для машинобудівного підприємства та запропоновано використання їх для обґрунтування шляхів його розвитку. Проведено факторний аналіз на основі виробничої функції. Ключові слова: розвиток підприємства; виробнича функція; кореляційно-регресійний аналіз.

Форм. 10. Табл. 11. Літ. 12.

Ірина И. Николина, Марина В. Бондарь
**ОБОСНОВАНИЕ ПУТЕЙ РАЗВИТИЯ ПРЕДПРИЯТИЯ
 С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ПРОИЗВОДСТВЕННЫХ ФУНКЦИЙ**

В статье рассмотрены методические вопросы использования производственных функций. Средствами современного программного обеспечения на реальных данных построены производственные функции для машиностроительного предприятия и предложено использование их для обоснования путей его развития. Проведен факторный анализ на основе производственной функции.

Ключевые слова: развитие предприятия; производственная функция; корреляционно-регрессионный анализ.

Iryna I. Nikolina¹, Maryna V. Bondar²
**GROUNDING THE ENTERPRISE DEVELOPMENT OPTIONS
 WITH APPLICATION OF PRODUCTION FUNCTIONS**

The article considers the methodological issues of production functions application. By means of advanced software and using the enterprise actual data production functions are built for a machine-building enterprise. These functions application patterns are offered to ground the enterprise's further development. Factor analysis is performed on the basis of the production function.

Keywords: enterprise development; production function; correlation regression analysis.

Постановка проблеми. Поглиблення кризи в Україні й суттєве скорочення ринків збуту продукції обумовлюють необхідність пошуку шляхів розвитку підприємства. Адекватність управлінських рішень в таких умовах забезпечується використанням сучасного методичного інструментарію, що дозволяє одержати відомості, які неможливо отримати традиційними методами.

Незважаючи на те, що спостерігається посилення диференціації досліджень у сфері пошуку шляхів розвитку підприємства, чітко простежується тенденція взаємної інтеграції різних шкіл і напрямів на базі певних концепцій. Сучасні концепції менеджменту визначають кризовий стан підприємства як можливі зміни в траєкторії еволюції системи, які необхідно моделювати інструментарієм функціональних моделей. Ці моделі мають одну характерну ознаку – вони є функціями поведінки економічних учасників процесів.

Виробничі функції сприяють розширенню аналітичних можливостей досліджень і, відповідно, забезпечують виявлення та обґрунтування шляхів

¹ Vinnytsya Institute of Trade and Economics of Kyiv National Trade and Economic University, Ukraine.

² Vinnytsya Institute of Trade and Economics of Kyiv National Trade and Economic University, Ukraine.

розвитку підприємств. Моделювання цих функцій є одним із проблемних напрямків економіко-математичних досліджень.

Аналіз останніх публікацій. Проблеми управління розвитком підприємства, в т.ч. через призму виробничих функцій розглядалися в наукових працях відомих зарубіжних, вітчизняних вчених та економістів-практиків. Значний внесок у дослідження зробили такі науковці, як Я.Ю. Бартошук [1], Б.Є. Грабовецький [2; 3; 10], В.Я. Гуменюк [4], Н.П. Карачина [6], О.С. Карпець [7], Н.В. Касьянова [8], О.Л. Політанська, Р.Л. Політанський [9], Л.Л. Терехов [10], І.В. Шварц [2], С.С. Шумська [11], Н.Б. Ярошевич [4].

Мета дослідження. Віддаючи належне науковому та практичному значенню праць названих авторів, зазначимо, що певне коло завдань методичного характеру залишилось недовисвітленим. Недостатньо представлені виробничі функції в економічних дослідженнях на мікрорівні. Потребує подальшого дослідження методології й практичних задач обґрунтування шляхів розвитку підприємства з використанням можливостей математичного моделювання, реалізованих за допомогою рівнянь виробничих функцій

Основні результати дослідження. Під розвитком підприємства розумітимемо процес якісної зміни в часі його структури та функцій, які обумовлюють процес переходу підприємства на якісно новий рівень функціонування завдяки взаємодії внутрішніх елементів та елементів зовнішнього середовища.

Узагальнений опис економіко-виробничої поведінки підприємства за допомогою системи певних математичних залежностей, які відтворюють характер та сутність діяльності, називатимемо моделлю розвитку підприємства.

Для обґрунтування шляхів розвитку підприємства повинно бути чітке уявлення і використання в процесі управління підприємством об'єктивних залежностей, які існують між вихідними умовами і результатами функціонування, тобто економіко-математичних моделей. Зауважимо, що для підприємства виробнича функція є моделлю, яка в максимально сконцентрованій формі віддзеркалює процес виробництва продукції, враховуючи особливості господарського механізму і застосовуваної технології підприємства.

Виробнича функція вперше була побудована американськими дослідниками Ч. Коббом і П. Дугласом у 1928 р. [12] та в конкретній економічній системі відображає закономірну кількісну залежність між обсягами ресурсів і випуску.

Для побудови виробничих функцій використовуються фактори, які відображають причинно-наслідкові зв'язки, тобто дозволяють поглибити економічний аналіз, зробити його більш дієвим і ефективним. Порядок включення факторів у рівняння виробничої функції не змінює силу їх взаємодії з результативним показником.

Рівняння виробничої функції допомагає виявити як ізольований вплив окремих факторів на досліджуваний показник, так і їх сукупний вплив. Завдяки включенню у виробничу модель первинних факторів отримуємо можливість в найбільшій мірі розкрити резерви виробництва.

Вихідним положенням використання моделей виробничих функцій є положення, що всі зв'язки факторів у виробництві можуть бути зведені до двох

типів. Перший передбачає взаємозамінюваність факторів; другий – доповнюваність одних факторів іншими.

Загальний вигляд виробничої функції такий:

$$Y = f(K, L) = A \times K^a \times L^b, \quad (1)$$

де Y – обсяг продукції; K – основний капітал; L – робоча сила; A – параметр, який визначає ефективність виробничого процесу; a, b – параметри, що характеризують ступінь однорідності виробничої функції; $A = \text{const} > 0$, $0 < a = \text{const} < 1$, $0 < b = \text{const} < 1$.

У В. Гуменюка [4] детально окреслили переваги та недоліки функції (1).

У (1) можна перейти до лінійного рівняння (2) шляхом логарифмування:

$$\ln Y = \ln A + a \ln K + b \ln L. \quad (2)$$

Застосовуючи заміну (3)

$$Y^* = \ln Y, A^* = \ln A, K^* = \ln K, L^* = \ln L, \quad (3)$$

отримаємо лінійну залежність (4)

$$Y^* = A^* + aK^* + bL^*. \quad (4)$$

Лінійно-логарифмічна форма зв'язку рівняння (2) нескладна в математичному і обчислювальному відношенні, достатньо добре узгоджується зі змістовним розумінням взаємодії ресурсів і залежності випуску від затрат. Для обчислення коефіцієнтів при невідомих a, b і вільного члена A^* зручно використовувати електронні таблиці або надбудови «Пакет аналізу» MS Excel.

З метою відображення реальної дійсності необхідно оцінювати логічну і статистичну адекватність рівняння. Вимога перевірки логічної і статистичної адекватності рівняння пояснюється єдністю кількісного і якісного опису досліджуваного об'єкта. На думку Б.Є. Грабовецького та І.В. Шварца, тільки відповідність зазначеним вимогам робить модель надійною і придатною до використання [3].

Під логічною адекватністю рівняння трактують здатність рівняння адекватно точно віддзеркалювати природу досліджуваних явищ (процесів).

Оцінка логічної адекватності передбачає для багатofакторних рівнянь відповідність знаків при невідомих сутностях взаємозв'язків окремого фактора з результативним показником. В рівнянні (4) зв'язки між ресурсами і результатами мають бути прямі – додатні знаки перед параметрами (a, b).

Під статистичною адекватністю рівняння трактують відповідність моделі встановленим межах статистичних характеристик, зокрема таким, як t -критерій Ст'юдента, множинне кореляційне відношення, F -критерій Фішера тощо.

Оскільки результативний показник діяльності підприємства обумовлений великою кількістю чинників, встановити точну залежність, що враховувала б усе різноманіття діючих факторів, практично не можливо. Однак критеріями вибору конкретного рівняння, окрім стандартних економетричних підходів, можуть стати гіпотеза дослідження, процедура оцінки параметрів моделі, особливості досліджуваного виробничого процесу, наявні вихідні дані для побудови моделі, практичне застосування моделі тощо.

Розглянемо методику обґрунтування шляхів розвитку підприємства з використанням виробничих функцій для машинобудівної галузі і окремого підприємства – ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ». Побудова виробничої моделі для ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ» не є складною технологічно, оскільки продукцію можна вважати однорідною (виготовлення металевих конструкцій), що спрощує її облік.

В працях [1–3; 11] наголошено на необхідності перевірки наступних факторів для побудови виробничої моделі промислового підприємства: собівартість виготовленої і реалізованої продукції, витрати необоротного й оборотного капіталу, витрати праці. Проте зазначені фактори не завжди дозволяють побудувати рівняння виробничої функції, що має економічний зміст, тобто дозволяє оцінити оптимальні сполучення окремих ресурсів, розкрити резерви виробництва.

Вихідними статистичними даними для побудови виробничої функції слугуватимуть фактичні значення показників діяльності ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ» за період 2009–2014 рр. (табл. 1). Розглядатимемо в якості Y – чистий дохід від реалізації продукції, в якості K – спожитий необоротний капітал (амортизацію), спожитий оборотний капітал (матеріальні витрати), собівартість реалізованої продукції, в якості L – витрати на оплату праці.

Таблиця 1. Вихідні статистичні дані для побудови виробничої функції ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ», тис. грн*

Показники		Чистий дохід	Спожитий необоротний капітал	Спожитий оборотний капітал	Собівартість реалізованої продукції	Витрати на оплату праці
Рік	Період	Y	K_1	K_2	K_3	L
2009	1	2732	414	1173	2645	859
2010	2	4610	457	2336	3438	1273
2011	3	4886	487	2555	4633	1629
2012	4	4923	506	2906	5104	1870
2013	5	2863	356	1240	2506	808
2014	6	1859	481	1878	1882	651

* сформовано на основі [5].

У множинній регресії не виключена ситуація, коли деякі із вхідних змінних будуть корелювати між собою. Наявність на вході регресійної моделі корельованих змінних називається мультиколінеарністю. Це явище в більшості випадків обумовлює нестійкість та неоднозначність регресійних моделей. Проблема мультиколінеарності – це проблема сили прояву кореляційних зв'язків. Вважається, що якщо кореляційний зв'язок між змінними перевищує показник 0,75, то існує проблема мультиколінеарності між ними.

З метою оцінки спочатку кореляції між обраними факторами виробництва, а згодом і знаходження параметрів виробничої регресії прологарифмуємо вихідні статистичні дані та, застосовуючи заміну вигляду (3), отримаємо значення для побудови матриці кореляційного зв'язку (5):

$$Y^* = \ln Y, K_1^* = \ln K_1, K_2^* = \ln K_2, K_3^* = \ln K_3, L^* = \ln L. \quad (5)$$

Варто відмітити, що кореляційні зв'язки між змінними є завжди. Практично будь-яка регресійна модель, в т.ч. і створювана модель виробничої функції ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ», має між вхідними змінними мультиколінеарність (табл. 2).

Таблиця 2. Коефіцієнти парної кореляції створюваної моделі виробничої функції ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ», авторська розробка

	Y^*	K_1^*	K_2^*	K_3^*	L^*
Y^*	1				
K_1^*	0,66228726	1			
K_2^*	0,672610087	0,862810895	1		
K_3^*	0,953275913	0,485828962	0,718005712	1	
L^*	0,955699427	0,554066019	0,703243458	0,993781643	1

Значення коефіцієнта парної кореляції більше ніж 0,65 між показниками діяльності підприємства свідчать про тісний взаємний зв'язок між ними – на результируючий показник Y^* суттєво впливають усі обрані фактори виробництва (стовпець 1 табл. 2). Очевидно, що на чистий дохід від реалізації продукції найбільший вплив здійснюють собівартість реалізованої продукції та витрати на оплату праці, тобто зміна цих вхідних параметрів (K_3^* та L^*) однозначно змінить і чистий дохід від реалізації продукції. В даному випадку суттєва мультиколінеарність спостерігається між змінними K_1^* та K_2^* ($|r| = 0,862810895$), K_3^* та L^* ($|r| = 0,993781643$). Розраховані показники кореляції доводять необхідність коригування факторів виробничої функції.

З метою зниження мультиколінеарності виберемо одну з більш корельованих змінних – собівартість реалізованої продукції K_3 – і виключимо її з моделі. Також оцінимо для побудови нашої виробничої моделі ще один ефективний спосіб боротьби з мультиколінеарністю – комбінування змінних, коли дві корельовані змінні об'єднуються в одну.

Застосовуючи заміну вигляду (3), отримаємо значення (6) для побудови матриці кореляційного зв'язку модифікованих моделей:

$$(K_1 + K_2)^* = \ln(K_1 + K_2). \quad (6)$$

Порівняння параметрів двох модифікованих моделей (1^* – виробнича модель, отримана з даної шляхом лише видалення K_3 ; 2^* – виробнича модель, отримана з даної шляхом видалення K_3 й об'єднання $(K_1 + K_2)$ представлені в табл. 3.

Суттєва мультиколінеарність збереглася в модифікованій моделі 2^* між змінними K_1^* та K_2^* ($|r| = 0,862811$), K_2^* та L^* ($|r| = 0,783243$).

Розраховані показники кореляції модифікованої моделі 1^* доводять можливість побудови виробничої функції. Для побудови множинної лінійної регресії використали надбудову «Пакет аналізу» MS Excel: Регресія.

Статистичні оцінки параметрів дорівнюють $A_0 = 2,699$, $a = -0,2613$, $b = 1,067$. Тому рівняння моделі можна записати у вигляді:

$$\ln Y = 2,699 - 0,2613 \times \ln(K_1 + K_2) + 1,067 \times \ln L. \quad (7)$$

Таблиця 3. Порівняння параметрів (коефіцієнтів парної кореляції) модифікованих моделей виробничої функції, авторська розробка

Модель 1*				
	Y^*	$(K_1 + K_2)^*$	L^*	
Y^*	1			
$(K_1 + K_2)^*$	0,699766245	1		
L^*	0,955699427	0,708610149	1	
Модель 2*				
	Y^*	K_1^*	K_2^*	L^*
Y^*	1			
K_1^*	0,662287	1		
K_2^*	0,67261	0,862811	1	
L^*	0,955699	0,554066	0,783243	1

Регресійна статистика моделі (7) свідчить про високий рівень зв'язку між досліджуваними факторами та результативним показником побудованої моделі (7): оскільки є достатньо близькими до одиниці значення множинного коефіцієнта кореляції та детермінації – відповідно 0,965107 та 0,931431.

Оцінка адекватності моделі, тобто відповідності побудованої залежності реальним процесам, здійснюється за допомогою скорегованого коефіцієнта детермінації. Значення скорегованого коефіцієнта детермінації $\bar{R}^2 = 0,8857$, свідчить про високу якість побудованої моделі (7): для якісної моделі необхідно, що коефіцієнт детермінації перевищував 0,75.

Суттєвість впливу на результуючу змінну всієї сукупності незалежних змінних досліджують за допомогою критерію Фішера. Для побудованої моделі (7) критерій Фішера складає $F = 20,3756$ (табл. 4), його потрібно порівняти з табличним значенням $F_{\text{табл}} = 19,2$.

Таблиця 4. Дисперсійний аналіз моделі (7), авторська розробка

Дисперсія оцінки	Ступінь ВІЛЬНОСТІ df	Дисперсія SS	Середній квадрат відхилень MS	Критерій Фішера F
Регресія	2	0,747721358	0,373861	20,3756
Залишок	3	0,055045108	0,018348	
Разом	5	0,802766466		

Розраховане значення більше табличного, тому робимо висновок про статистичну значущість моделі в цілому.

Статистична значущість оцінок параметрів побудованої моделі (7) $A = 2,699$, $a = -0,2613$, $b = 1,067$ перевіряється за допомогою критерію Ст'юдента.

Отримані значення критерію Ст'юдента для параметрів досліджуваної моделі побудованої моделі (7) дорівнюють: $t_1 = 5,868554$; $t_2 = -3,88913$; $t_3 = 4,659053$ (табл. 5).

Порівнюємо їх з табличним значенням $t = 3,182$. Оскільки отримані значення за модулем перевищують табличне, робимо висновок, що отримані оцінки параметрів є статистично значущими.

Таблиця 5. Результати розрахунку параметрів побудованої моделі (7), авторська розробка

	Коефіцієнти	Стандартна помилка	t-статистика
У-перетин	2,698961831	1,444411701	5,868554
Змінна $(K_1 + K_2)^*$	-0,26138412	0,293976208	-3,88913
Змінна L^*	1,0669313	0,229001746	4,659053

Таким чином, аналіз статистичної адекватності (відповідність моделі встановленим межам статистичних характеристик, зокрема, множинне кореляційне відношення, F -критерій Фішера, t -критерій Ст'юдента) побудованої моделі (7) свідчить про її точність щодо відображення реальних процесів.

Однак порушується логічна адекватність побудованої моделі (7) (зв'язки між факторами (ресурсами) і результативним показником повинні бути прямі).

Переходячи до ступеневої форми функції Кобба-Дугласа (потенціємою рівняння (7)), отримуємо наступну нелінійну економетричну модель виробничої функції ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ» (8):

$$Y = 14,89 \times (K_1 + K_2)^{-0,261} \times L^{1,067}. \quad (8)$$

Дослідження рівняння (8) матиме математичний зміст, проте економічного значення воно не матиме. На основі аналізу коефіцієнтів еластичності в отриманій функції ($a = -0,2613$, $b = 1,067$) можна зробити висновок щодо характеру її розвитку. Від'ємний коефіцієнт еластичності $a = -0,2613$ у виробничій функції (8) свідчить про негативні тенденції на підприємстві, непродуктивне використання капіталу, стагнаційні процеси на ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ».

Отже, доцільно побудувати виробничу регресію без врахування факторів вартості оборотних фондів й собівартість продукції. Вихідні статистичні дані для побудови виробничої функції діяльності ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ» за період 2010–2014 рр. представлено в табл. 6.

Кореляційні зв'язки між змінними наведено в табл. 7.

Аналіз табл. 7 свідчить, що на результуючий показник Y^* суттєво впливають усі обрані фактори виробництва. Суттєва мультиколінеарність між вхідними змінними відсутня.

Таблиця 6. Вихідні статистичні дані для побудови виробничої функції ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ»*

Показники		Чистий дохід від реалізації продукції, тис. грн	Вартість промислово-виробничих основних фондів, тис. грн	Чисельність працюючих осіб
Рік	Період	Y	K	L
2010	1	4610	4157	71
2011	2	4886	3644	74
2012	3	4923	3167	74
2013	4	2863	2988	65
2014	5	1859	2809	58

* сформовано на основі [5].

Таблиця 7. Коефіцієнти парної кореляції створюваної моделі виробничої функції Кобба-Дугласа ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ», авторська розробка

	Y^*	K^*	L^*
Y^*	1		
K^*	0,746834	1	
L^*	0,993822	0,697362	1

За допомогою надбудови «Пакет аналізу» MS Excel: «Регресія» здійснюємо побудову множинної лінійної регресії: статистичні оцінки параметрів дорівнюють $A_0 = -10,488$, $a = 0,36$, $b = 3,73$. Тому рівняння виробничої функції ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ» можна записати у вигляді:

$$\ln Y = -10,488 + 0,36 \cdot \ln K + 3,73 \cdot \ln L. \quad (9)$$

Значення множинного коефіцієнта кореляції $R = 0,998564$ та детермінації $R^2 = 0,997131$ свідчать про високий рівень зв'язку між досліджуваними факторами та показником побудованої моделі (9), оскільки є достатньо близькими до одиниці.

Скорегований коефіцієнт детермінації $\overline{R^2} = 0,99426$, свідчить про високу якість побудованої моделі (9).

Для моделі (9) критерій Фішера складає $F = 347,503$ (табл. 8). Розраховане значення суттєво перевищує табличне $F_{табл} = 19,2$, тому робимо висновок про статистичну значущість моделі в цілому.

Отримані значення критерію Ст'юдента для параметрів досліджуваної моделі дорівнюють: $t_1 = -12,4265$; $t_2 = 4,566352$; $t_3 = 17,49982$ (табл. 9). Порівнюємо їх з табличним значенням. Оскільки отримані значення за модулем перевищують $t_{табл} = 4,303$, то отримані оцінки параметрів є статистично значущими.

Таблиця 8. Дисперсійний аналіз моделі (9), авторська розробка

Дисперсія оцінки	Ступінь ВІЛЬНОСТІ df	Дисперсія SS	Середній квадрат відхилень MS	Критерій Фішера F
Регресія	2	0,739414	0,369707	347,503
Залишок	2	0,002128	0,001064	
Разом	4	0,741542		

Таким чином, аналіз статистичної та логічної адекватності побудованої моделі (9) свідчить про її точність щодо відображення реальних процесів.

Таблиця 9. Результати розрахунку параметрів побудованої моделі (9), авторська розробка

	Коефіцієнти	Стандартна помилка	t -статистика
Y -перетин	-10,4878	0,843981	-12,4265
Змінна K^*	0,360042	0,140293	4,566352
Змінна L^*	3,731846	0,213251	17,49982

Переходячи до степеневій формі функції Кобба-Дугласа, отримаємо наступну нелінійну економетричну модель виробничої функції ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ»:

$$Y = 0,000028 \times K^{0,36} \times L^{3,73}. \quad (10)$$

Рівняння виробничої функції (10) віддзеркалює певною мірою реально існуючий процес, тому може слугувати об'єктом аналізу.

Аналіз коефіцієнтів еластичності свідчить, що при інших рівних умовах збільшення вартості основних виробничих фондів на 1% зменшує вартість випущеної продукції на 0,36%, а збільшення витрат праці на 1% збільшує вартість випущеної продукції на 3,73%.

Ефект одночасного пропорційного збільшення обох видів ресурсів для ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ» обчислюється сумарним коефіцієнтом еластичності і дорівнює 4,09, тобто збільшення ресурсів у λ разів призведе до збільшення випуску продукції більше ніж у λ разів, а саме у $\lambda^{4,09}$ разів – в даному випадку маємо економію ресурсів на масштабах виробництва.

Прогнозні значення показників продуктивності дозволяють підприємству раціонально планувати витрати ресурсів у майбутніх періодах. Середній продукт капіталу, тобто середня фондовіддача для ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ» становить 1,077 тис. грн. Фондовіддача виражає ефективність використання засобів праці, тобто показує, скільки виробляється готової продукції на одиницю основних виробничих фондів. Середній продукт праці тобто середня продуктивність праці становить 53,2 тис. грн. Продуктивність праці показує здатність працівника випускати певну кількість (вартість) продукції за одиницю часу.

Поряд із середніми показниками при аналізі виробничих функцій істотну роль відіграють граничні величини. Граничний продукт праці показує, скільки додаткових одиниць продукції дає 1 людина при фіксованих основних виробничих фондах і рівний для ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ» 198,45. Граничний продукт капіталу показує скільки додаткових одиниць продукції дає 1 тис. грн витрачених фондів при незмінних витратах праці і для даного підприємства рівний 0,39 тис. грн.

Зміна основних виробничих фондів на 1% за незмінних витрат праці викликає зміну обсягу продукції на 0,36%.

Зміна витрат праці на 1% за незмінних витрат основних фондів викликає зміну обсягу продукції на 3,73%.

Витрати праці більше впливають на зміну вартості випущеної продукції, ніж витрати основних фондів.

Співвідношення заміни та взаємодії ресурсів, а саме фондоозброєність як взаємодія трудових ресурсів і основних фондів рівна 56,7 тис. грн

Гранична норма технічного заміщення капіталу працею для ПАТ «Вінницький завод «БУДМАШ» дорівнює 588,2.

Темпи приросту результативного показника можна представити лінійно через темпи приросту факторів $\Delta Y = 0,36 \times \Delta K + 3,73 \times \Delta L$.

Отримана модель (10) може бути використана для прогнозування майбутніх значень обсягів виробництва на основі відомих або очікуваних рівнях капі-

талу і робочої сили, оскільки середнє значення відносного відхилення рівне по модулю 0,4% (табл. 10).

Таблиця 10. **Значення чистого доходу від реалізації продукції, авторська розробка**

Рік	Фактичні значення чистого доходу, тис. грн	Прогнозні значення чистого доходу, тис. грн	Відхилення	
			Абсолютне, тис. грн	Відносне, %
2010	4610	4519,7	-90,3	-1,99
2011	4886	5029,9	143,9	2,9
2012	4923	4782,2	-140,8	-2,9
2013	2863	2887,1	24,1	0,8
2014	1859	1845,9	-13,1	-0,75
Середнє значення	-	-	-15,24	-0,4

Прогнозні значення показників продуктивності дозволяють підприємству раціонально планувати витрати ресурсів у майбутніх періодах.

Як бачимо, для побудованої моделі (10) показники продуктивності по трудовим ресурсам несуттєво відрізняються: за показником середньої відносної похибки для показника продуктивності спожитого капіталу -0,07% та для показника продуктивності праці -0,34% (табл. 11).

Таблиця 11. **Показники продуктивності, авторська розробка**

Роки	Продуктивність спожитого капіталу			Продуктивність праці		
	Реальні значення	Моделльні значення	Відносне відхилення, %	Реальні значення	Моделльні значення	Відносне відхилення, %
	$Y_{фактичне}/K$	$Y_{прогнозоване}/K$	%	$Y_{фактичне}/L$	$Y_{прогнозоване}/L$	%
2010	1,11	1,09	-1,80	64,9	63,66	-1,91
2011	1,34	1,38	2,98	66,03	67,97	2,94
2012	1,55	1,51	-2,58	66,53	64,62	-2,87
2013	0,96	0,97	1,04	44,05	44,42	0,84
2014	0,66	0,66	0	32,05	31,83	-0,69

Звідси робимо висновок, що прогнозування показників продуктивності витрат можна провести на основі побудованої виробничої функції (10).

Таким чином, використання виробничих функцій в економічних дослідженнях дозволяє знайти такі техніко-економічні й фінансові показники як продуктивність праці, фондівіддача, собівартість продукції, рентабельність, здійснити факторний аналіз і прогнозування, що сприяє обґрунтуванню шляхів розвитку підприємства.

Висновки. У сучасних умовах і на перспективу в управлінні підприємством визначального значення повинні набути розвиток і вдосконалення методики економічного аналізу і прогнозування на основі виробничої функції, а також посилення прогностичної функції управління.

1. Бартошук Я.Ю. Дослідження продуктивності факторів виробництва ПАТ «Волиньгаз» Ківерцівське УГГ // ep3.nuwm.edu.ua.

2. Грабовецький Б.Є. Виробничі функції: теорія, побудова, використання в управлінні виробництвом: Монографія. – Вінниця: УНІВЕРСУМ-Вінниця, 2006. – 137 с.

3. *Грабовецький Б.С., Шварц І.В.* Виробничі функції в економічних дослідженнях // *essuir.sumdu.edu.ua*.
4. *Гуменюк В.Я., Ярошевич Н.Б.* Переваги та недоліки застосування функції Кобба-Дугласа як інструменту управління виробничими ресурсами транспортних підприємств // *ena.lp.edu.ua*.
5. Звіт 2011–2015 рр. // Інформація // Офіційний сайт ПАТ «Вінницький завод «БУД-МАШ» // *www.budmash.vn.ua*.
6. *Карачина Н.П.* Оцінювання економічної поведінки машинобудівних підприємств регіону // *Регіональна економіка*. – 2011. – №2. – С. 60–68.
7. *Карпець О.С.* Обґрунтування ляхів зниження витрат підприємства з використанням виробничих функцій // *Вісник ОНУ імені І.І. Мечникова*. – 2014. – Т. 19, Вип. 2/6. – С. 169–174.
8. *Касьянова Н.В.* Управління розвитком підприємства на основі кумулятивного підходу: концепція, моделі та методи: Монографія / Нац. акад. наук України, Ін-т економіки пром-сті. – Донецьк, 2011. – 374 с.
9. *Політанська О.Л., Політанський Р.Л.* Моделювання виробничої функції Кобба-Дугласа за статистичними даними підприємств Львівської області // *Науковий вісник Чернівецького торговельно-економічного інституту КНТЕУ*. – 2008. – Вип. IV. – С. 424–428.
10. *Терехов Л.Л., Грабовецький Б.Е.* Исследование факторов роста производства на основе отраслевых производительных функций // *Экономика Советской Украины*. – 1978. – №6. – С. 58–61.
11. *Шумська С.С.* Виробничі функції в економічному аналізі: теорія і практика // *Економіка прогнозування*. – 2007. – №4. – С. 104–123.
12. *Gobb, C.W., Duaglas, P.H.* (1928). Theory of Production. *American Economic Review*, March (Supplement): 139–165.

Стаття надійшла до редакції 21.10.2015.