

*С. В. Шарова,
к. е. н., доцент кафедри «Фінанси і кредит», Запорізький національний технічний
університет*

ЕКОНОМІКО-СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ ЕФЕКТИВНОСТІ ГОСПОДАРСЬКОЇ ДІЯЛЬНОСТІ РЕГІОНУ НА ПОЧАТКУ ЕКОНОМІЧНОЇ КРИЗИ

*S. V. Sharova,
Ph.D., assistant professor of "Finance and Credit", Zaporizhzhya National Technical University*

ECONOMIC AND STATISTICAL ANALYSIS OF EFFICIENCY OF REGIONAL ECONOMIC ACTIVITY AT THE BEGINNING OF ECONOMIC CRISIS

В кризових умовах розвитку все більшого практичного значення набуває можливість вчасного прийняття правильних управлінських рішень. Стаття присвячена дослідженню впливу факторів на рівень розвитку валового регіонального продукту, як узагальнюючого показника розвитку регіону в кризових умовах. Розроблена трьох факторна кореляційна модель, досліджена тіснота зв'язків між факторами, розраховано коефіцієнти кореляції.

In crisis conditions the development of greater practical importance is the timely making the right management decisions. The article is devoted to the study of the influence factors on the level of gross regional product, as a summary measure of development of a region in crisis conditions. Developed a three-factor correlation model, investigated the closeness of connections between factors, the coefficients of correlation.

Ключові слова: валовий регіональний продукт, рівняння багатофакторної регресії, багатофакторна кореляційна модель, коефіцієнт кореляції.

Keywords: gross regional product, equation multivariate regression, multivariate correlation model, the correlation coefficient.

Постановка проблеми. Кризові явища та одночасне поглиблення конкуренції викликають підвищені вимоги до управління конкурентноздатністю регіонів, яка в свою чергу залежить від рівня їх соціального та економічного розвитку. Це викликає необхідність дослідження двох взаємопов'язаних аспектів: з одного боку це вивчення факторів, які забезпечують розвиток регіону, а відповідно і конкуренції, а з іншого – це система оцінки ступеню рівня розвитку території. Сучасна економічна наука використовує багато методів оцінки впливу факторів на рівень розвитку, але особливе місце займає кореляційно-регресивний аналіз. Даний вид аналізу дозволяє не тільки здійснити оцінку реальності впливу факторів, але і визначити інтенсивність (імпульс) їх впливу на результативний показник регіонального розвитку.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Дослідженням та вивченням кореляційно-регресійного аналізу в розрізі різних напрямків займалися як вітчизняні вчені, такі як Ю.А.Толбатов, П.В.Слюсарчук, так і закордонні В.Н.Кухарев [1], В.І.Саллі, А.М.Ерперт, Н.Н.Рязов [2]. Вони використовували кореляційно-регресійний аналіз для дослідження і побудови економіко-математичних моделей для в основному на підприємствах або на рівні однієї з галузей економіки. Автор пропонує застосовувати даний вид дослідження для побудови трьохфакторної моделі, де результативним показником виступатиме валовий регіональний продукт, а факторами впливу Інвестиції в основний капітал, фахівці вищої кваліфікації, які зайняті в економіці країни, фінансовий результат (сальдо) від звичайної діяльності до оподаткування.

Постановка завдання. Метою дослідження є розробка теоретичних, методологічних положень і практичних рекомендацій щодо економіко-статистичного аналізу ефективності господарської діяльності регіону на початку економічної кризи, визначення ваги впливу кожного з факторів на ВРП, для подальшого аналізу та прийняття управлінських рішень необхідних для розвитку регіону.

Виклад основного матеріалу дослідження. Як відомо, явища з суспільного життя складаються під впливом не одного, а цілого ряду факторів, тобто ці явища є багатофакторними. Між факторами існують складні взаємозв'язки, тому їх вплив комплексний і його неможна розглядати як просту суму ізольованих один від одного впливів.

Багатофакторний кореляційно-регресійний аналіз дозволяє оцінити міру впливу на результативний показник, який досліджується, кожного з факторів, які включені в модель (рівняння) при фіксованому положенні (середньому рівні) інших факторів, а також при будь-яких можливих варіантах сукупності факторів з певним ступенем точності знайти теоретичне значення цього показника. При цьому важливою умовою є відсутність функціонального зв'язку між факторами.

Математично задача формується наступним чином. Потрібно знайти аналітичний вираз, який кращим чином відображає зв'язок факторних ознак з результативним, тобто знайти функцію:

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n). \quad (1)$$

Задача полягає в тому, щоб розкрити характер і ступінь впливу аргументів на функцію. Рішення даної задачі дозволяє розкрити механізм управління величиною показника, який вивчається, що має велике практичне значення, наприклад для оцінки результатів роботи підприємства, виявлення його об'єктивних можливостей і відкриття резервів зростання ефективності виробництва.

Найбільш складною проблемою є вибір форми зв'язку. Форма зв'язку між явищами виражається аналітичним рівнянням, на основі якого по відповідних факторах-аргументах визначаються значення результативного показника функції. Складність полягає в тому, що з безкінечного числа функцій необхідно знайти таку, яка б краще від інших буде відображати реально існуючі зв'язки між показником, що вивчається, і факторами. Тому, приймаючи до уваги, що в більшості практичних випадків будь-яку функцію багатьох змінних шляхом логарифмування чи заміни змінних можна звести до лінійного вигляду, рівняння множинної регресії можна будувати в лінійній формі:

$$y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_nx_n \quad (2)$$

Кожен коефіцієнт даного рівняння показує ступінь впливу відповідного фактора на показник, який аналізується, при фіксованому положенні (на середньому рівні) інших факторів: у зв'язку з зміною кожного фактора на одиницю показник змінюється на відповідний коефіцієнт регресії. Вільний член рівняння економічного змісту не має [2, с.27-328].

За допомогою багатофакторного кореляційного аналізу знаходяться різного роду характеристики тісноти зв'язку між показником, який вивчається і факторами: парні, часткові, множинні коефіцієнти кореляції, множинний коефіцієнт детермінації.

Задачею багатофакторного регресійного аналізу є побудова рівняння множинної регресії і знаходження невідомих параметрів $a_1, a_2, \dots, a_n$ вибраної функції. Параметри рівняння, як і у випадку з парною регресією, знаходяться за допомогою методу найменших квадратів.

З метою здійснення більш глибокого економічного аналізу господарської діяльності підприємства (регіону) необхідно виконати побудову багатофакторних регресійних моделей всіх основних показників економічної ефективності: продуктивності праці, фондівіддачі, матеріаломісткості, собівартості, рентабельності та інші. Збільшення кількості суттєвих факторів, які включені в модель досліджуваного показника дозволяє виявити додаткові резерви виробництва.

Кореляційно-регресійний аналіз може широко застосовуватися в економіко-статистичних дослідженнях: для наближеної оцінки фактичного і планового рівня, як укрупнений норматив (для цього достатньо підставити в рівняння замість фактичних значень факторів їх середні значення), для виявлення резервів виробництва, проведення міжзаводського порівняльного аналізу і наведення на його основі потенційних можливостей підприємств, а також для короткострокового прогнозування розвитку виробництва (регіону).

Однією з головних задач економіко-статистичного аналізу є об'єктивна оцінка ефективності господарської діяльності підприємства. Вирішення даної задачі пов'язане з необхідністю здійснення поглибленого аналізу основних показників ефективності виробництва, причини і закономірності їх змін. Формування рівнів економічних показників зазвичай здійснюється під впливом багатьох різнопланових факторів. Одні з них діють об'єктивно, тобто, незалежно від волі людей, а інші є результатом свідомої ціле направленої діяльності людей. Тому при вивченні взаємозв'язків всю цю кількість факторів можна звести до двох груп:

1. Нерегульовані (в тому числі і умовно нерегульовані), що характеризують умови роботи підприємства і які не залежать в даному періоді від діяльності колективу (якості сировини, природних умов, розміру виробництва, складу робітників по віку, стажу роботи, рівню освіти і т.д.)

2. Регульовані, що випливають з різних методів господарювання і неоднакової якості роботи (рівень організації виробництва і праці ступінь використання сировини, матеріалів, обладнання і т.д.)

Перша група факторів представляє собою наявність ресурсів підприємства, друга – ступінь їх використання. Всі вони впливають на результати роботи одночасно і в взаємозв'язку.

Порівняння і оцінка внеску колективів підприємств в досягнення кінцевих результатів виробництва можливі на основі кількісного вивчення ступеню впливу регульованих факторів на показники ефективності, які досліджуються, при співставленні об'єктивних умов (нерегульованих факторів). Вивчення ступеню впливу всіх факторів дозволяє визначити загальні резерви підприємств. Зробити такий поглиблений аналіз господарської діяльності підприємства можна тільки за допомогою багатофакторного кореляційно-регресійного аналізу показників ефективності виробництва.

Проте при цьому необхідно пам'ятати, що кореляційно-регресійний аналіз призначений тільки для вимірювання ступеню взаємозв'язку тих чи інших явищ. Причинно-наслідкові зв'язки повинні бути встановлені на основі попереднього теоретично-якісного аналізу. Після того як таке допущення буде висунуте, багатофакторний кореляційно-регресійний аналіз може підтвердити чи заперечити їх і дати кількісну оцінку впливу різних факторів [2, с.334]. Коефіцієнт кореляції має такі властивості: вибіркового коефіцієнта кореляції приймає значення в інтервалі $[-1,1]$; значення коефіцієнта кореляції не залежить від початку відліку і масштабу змінних x та y . Зазначимо, що коефіцієнт кореляції може приймати як позитивні, так і негативні значення (властивість 1). Знак коефіцієнта кореляції визначає знак коефіцієнта регресії a_1 що стоїть при факторній ознаці x . Таким чином, якщо коефіцієнт кореляції $r > 0$, то збільшення факторної ознаки x викликає збільшення результативної ознаки y ; якщо $r < 0$, то збільшення x призводить до зменшення y .

Значення коефіцієнта кореляції може служити оцінкою тісноти зв'язку між факторною ознакою та результативним показником при лінійному зв'язку між ними. Зазвичай вважають, що при $|r| \leq 0,3$ тіснота зв'язку слабка, при $0,3 < |r| \leq 0,6$ - середня, при $|r| > 0,6$ - сильна, що переходить в функціональний лінійний зв'язок при $|r| = 1$. Якщо коефіцієнт кореляції $r = 0$, то випадкові змінні x і y некорельовані; в лінійному рівнянні регресії коефіцієнт регресії $a_1 = 0$. Некорельованість ознак x та y свідчить про відсутність лінійного зв'язку між ними, але не є ознакою відсутності залежності y від x взагалі. Між тим у їх може існувати нелінійна залежність [1, с.44-45].

Коефіцієнт кореляції обчислюється за вибірковими даними і, як і будь-який інший статистичний показник, може бути визначений з деякою похибкою. При відсутності кореляційного зв'язку між ознаками коефіцієнт кореляції у генеральній сукупності дорівнює нулю, проте через випадковість характеру відбору даних вибіркового коефіцієнта кореляції може бути і відрізнятися від нуля. У зв'язку з цим виникає необхідність перевірки значущості коефіцієнта кореляції, обчисленого на підставі вибірових даних. Вибірковий коефіцієнт кореляції вважається значущим, якщо висновки щодо наявності і характеру кореляційного зв'язку, зроблені на підставі вибірки, справедливі і для генеральної сукупності.

Розглянемо взаємозв'язок між валовим регіональним продуктом (на регіональному рівні узагальнюючим показником, який характеризує рівень розвитку економіки регіону, є валовий регіональний продукт (ВРП (y)). Валовий регіональний продукт у ринкових цінах визначається як сума валової доданої вартості усіх видів економічної діяльності, включаючи чисті податки на продукти), інвестиціями в основний капітал ((x_1) Валові інвестиції в основний капітал – це сукупність витрат, спрямованих на придбання, створення, відновлення основного капіталу)), фахівцями вищої кваліфікації, які зайняті в економіці країни (x_2), фінансовим результатом (сальдо) від звичайної діяльності до оподаткування(x_3), (статистичні дані за 2009 рік).

Таблиця 1.
Статистичні дані для розрахунку коефіцієнта кореляції за 2009-2010 рр. [5]

	Регіон		Інвестиції в основний капітал	Фахівці вищої кваліфікації, які зайняті в економіці країни	Фінансовий результат (сальдо) від звичайної діяльності до оподаткування	Валовий регіональний продукт
			x_1	x_2	x_3	y
			млн. грн.	осіб	тис. грн.	млн. грн.
1	АРК	1	3375	1832	640,9	16044
2	Вінницька	1	1693	1195	784,2	12414
3	Волинська	1	1186	641	270,8	7687
4	Дніпропетровська	1	7792	4898	10717,7	52347
5	Донецька	1	9598	4696	10947,4	72361

6	Житомирська	1	1135	715	280,9	8784
7	Закарпатська	1	1115	655	126,5	8185
8	Запорізька	1	3299	2056	3413,8	24787
9	Івано-Франківська	1	1683	1201	141,6	11316
10	Київська	1	4519	1028	1511,5	19188
11	Кіровоградська	1	1285	584	311,5	8187
12	Луганська	1	4363	1803	410,7	24159
13	Львівська	1	4682	5019	1156,5	21486
14	Миколаївська	1	2534	865	936,0	11876
15	Одеська	1	5154	4256	2170,3	24898
16	Полтавська	1	3709	1485	1401,7	22179
17	Рівненська	1	1184	833	583,3	8924
18	Сумська	1	1441	1031	288,6	9566
19	Тернопільська	1	890	1372	167,4	6452
20	Харківська	1	5775	10955	4015,7	32023
21	Херсонська	1	1077	749	24,1	7576
22	Хмельницька	1	1416	1019	591,4	9603
23	Черкаська	1	2046	865	687,4	10957
24	Чернівецька	1	755	1043	109,5	5126
25	Чернігівська	1	1333	632	153,0	8950
26	м. Київ	1	19468	19706	34382,0	95267
27	м. Севастополь	1	544	759	29,0	3822
	Україна		93051	71893	76253,4	544164

На практиці часто доводиться досліджувати статистичну залежність результативної ознаки від кількох факторних. У таких випадках застосовують математичний апарат багатовимірної кореляційної аналізу.

Припустимо, що при обчисленні парного коефіцієнта кореляції r_{xj} вся варіація, яка ним пояснюється результативної ознаки обумовлена зміною факторної ознаки x_j . Це твердження буде справедливим, якщо ознака x_j не корелює з іншими ознаками $x_s, s = 1, 2, \dots, n, s \neq j$. У статистичній практиці такі випадки надзвичайно рідкісні. Як правило, парні коефіцієнти кореляції між факторними ознаками відмінні від нуля. У цьому випадку варіація ознаки y , пояснюється при вираховуванні r_{yx} варіацією ознаки x_j , насправді обумовлена впливом декількох корелюючих між собою ознак.

Для виявлення «чистого» впливу x_j на y варто виконати таку вибірку, в якій всі факторні ознаки, крім x_j , приймають деякі фіксовані значення. Коефіцієнт кореляції, який обчислений за таких умов, відображає тісноту кореляційного зв'язку тільки між y і x_j вплив інших ознак на y виключено. Цей коефіцієнт кореляції називається частковим і позначається $r_{y|x_1 x_2 \dots x_m}$. В індексі перед точкою вказується пара корелюючих ознак, а після крапки - $m - 1$ факторної ознаки, які беруть фіксовані значення.

Зміна результативної ознаки може бути обумовлено загальним впливом кількох факторних ознак. У цьому випадку взаємозв'язок між ознаками для генеральної сукупності задається функцією регресії

$$M(Y / X_1 = x_1, \dots, X_m = x_m) = \alpha + \alpha_1 x_1 + \dots + \alpha_m x_m. \quad (3)$$

Завданням регресійного аналізу є оцінка параметрів функції регресії $\alpha, \alpha_1, \dots, \alpha_m$ за вибірковими даними. Визначимо рівняння регресії по функції регресії, замінивши параметри α_i їх оцінками

$$\bar{y}(x_1, x_2, \dots, x_m) = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \dots + \alpha_m x_m \quad (4)$$

Дане рівняння відображає лінійну залежність результативної ознаки від кількох факторних; моделі такого виду отримали назву багатовимірних лінійних регресійних моделей. Коефіцієнт α_i показує, на

скільки одиниць зміниться результативна ознака y , якщо факторний x_i зміниться на одну одиницю, а інші залишаться незмінними.

Припустимо, зроблена вибірка об'єму n , результати якої можна представити матрицею X і вектором Y

$$X = \begin{pmatrix} x_{1,1} & x_{2,1} & \dots & x_{m,1} \\ x_{1,2} & x_{2,2} & \dots & x_{m,2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{1,n} & x_{2,n} & \dots & x_{m,n} \end{pmatrix}, \quad Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \dots \\ y_n \end{pmatrix}. \quad (5)$$

Для оцінки параметрів регресії використовуємо метод найменших квадратів, згідно з яким сума квадратів відхилень вибірових значень результативної ознаки від обчислених по рівнянню регресії повинна бути мінімальною. Відповідно до принципу найменших квадратів маємо

$$F = \sum_{i=1}^n (y_i - a_0 - a_1 x_{1i} - a_2 x_{2i} - \dots - a_m x_{mi})^2 \rightarrow \min. \quad (6)$$

Функція F приймає мінімум за таких показників шуканих параметрів $a_0, a_1, \dots, a_m$, за яких її похідні по цих параметрах дорівнюють нулю

$$\frac{\partial F}{\partial a_0} = 0, \quad \frac{\partial F}{\partial a_1} = 0, \quad \dots, \quad \frac{\partial F}{\partial a_m} = 0. \quad (7)$$

Для обчислення коефіцієнтів $a_0, a_1, \dots, a_m$ систему рівнянь (7) можна вирішити будь-яким відомим в лінійній алгебрі методом. Розглянемо, наприклад, метод оберненої матриці, найбільш часто використовується для статистичних розрахунків у зв'язку із застосуванням ЕОМ.

З першого рівняння системи (7) отримаємо

$$a_0 = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n} - a_1 \frac{\sum_{i=1}^n x_{1i}}{n} - \dots - a_m \frac{\sum_{i=1}^n x_{mi}}{n} = \bar{y} - a_1 \bar{x}_1 - \dots - a_m \bar{x}_m. \quad (8)$$

$$\sum_{i=1}^n x_{ki} = n \bar{x}_k,$$

Підставивши в інші рівняння системи замість a_0 отриманий вираз і враховуючи, що приходимо до наступної системи рівнянь:

$$\begin{cases} a_1 \left(\sum_{i=1}^n x_{1i}^2 - n \bar{x}_1^2 \right) + a_2 \left(\sum_{i=1}^n x_{2i} x_{1i} - n \bar{x}_2 \bar{x}_1 \right) + \dots + a_m \left(\sum_{i=1}^n x_{mi} x_{1i} - n \bar{x}_m \bar{x}_1 \right) = \sum_{i=1}^n y_i x_{1i} - n \bar{y} \bar{x}_1, \\ \dots \\ a_1 \left(\sum_{i=1}^n x_{1i} x_{mi} - n \bar{x}_1 \bar{x}_m \right) + a_2 \left(\sum_{i=1}^n x_{2i} x_{mi} - n \bar{x}_2 \bar{x}_m \right) + \dots + a_m \left(\sum_{i=1}^n x_{mi}^2 - n \right) \end{cases} \quad (9)$$

Розглянемо алгоритм формування коефіцієнтів при невідомих $a_0, a_1, \dots, a_m$ і вільних членів системи рівнянь (9). Позначимо: W – матриця коефіцієнтів при невідомих розміру $m \times m$; V – вектор-стовпець вільних членів розміру $m \times 1$. Введемо в розгляд матрицю X_0 і вектор Y_0 , елементи яких центровані щодо своїх середніх значень:

$$X_0 = \begin{bmatrix} x_{1,1} - \bar{x}_1 & x_{2,1} - \bar{x}_2 & \dots & x_{m,1} - \bar{x}_m \\ x_{1,2} - \bar{x}_1 & x_{2,2} - \bar{x}_2 & \dots & x_{m,2} - \bar{x}_m \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{1,n} - \bar{x}_1 & x_{2,n} - \bar{x}_2 & \dots & x_{m,n} - \bar{x}_m \end{bmatrix}, \quad Y_0 = \begin{bmatrix} y_1 - \bar{y} \\ y_2 - \bar{y} \\ \dots \\ y_n - \bar{y} \end{bmatrix}. \quad (10)$$

Покажемо, що $W = X_0'X_0$, $V = X_0'Y_0$, де X_0 – транспонована раніше матриця X_0 . Дійсно,

$$W_{kl} = \sum_{i=1}^n (x_{ki} - \bar{x}_k)(x_{li} - \bar{x}_l) = \sum_{i=1}^n x_{ki}x_{li} - \bar{x}_k \sum_{i=1}^n x_{li} - \bar{x}_l \sum_{i=1}^n x_{ki} + \sum_{i=1}^n \bar{x}_k \bar{x}_l = \sum_{i=1}^n x_{ki}x_{li} - n \bar{x}_k \bar{x}_l; \quad (11)$$

Систему рівнянь (9) запишемо в матричному вигляді $WA = V$, де $A' = (a_0, a_1, \dots, a_m)$

Нехай W^{-1} – матриця, обернена до матриці W . Вектор A знаходимо з виразу $A = W^{-1}V$, звідки визначаємо і розрахункові формули для параметрів

$$a_k = \sum_{i=1}^n W_{ki}^{-1} V_i, \quad k = 1, 2, \dots, m, \quad (12)$$

$$a_0 = \bar{y} - \sum_{k=1}^m a_k \bar{x}_k. \quad (13)$$

Таким чином, алгоритм розрахунку параметрів рівняння регресії за даними матриці X і вектору Y зводиться до наступних дій [1, с.52-56]:

$$\bar{x}_k = \sum_{i=1}^n x_{ki} / n, \quad k = 1, 2, \dots, m; \quad \bar{y} = \sum_{i=1}^n y_i / n.$$

Обчислення середніх значень факторних і результативних ознак;

- формування матриці X_0 і вектора Y_0 елементи яких центровані щодо своїх середніх значень;
- визначення матриці коефіцієнтів при невідомих $W = X_0'X_0$ і вектора вільних членів $V = X_0'Y_0$;
- обчислення матриці W^{-1} , зворотної матриці W ;
- розрахунок параметрів, які шукаємо для рівняння регресії за формулами (8), (9).

Отже, рівняння багатофакторної регресії матиме такий вигляд:

$$y_x = -102,044 + 5,0152x_1 - 1,436x_2 + 1,591x_3 \quad (14)$$

Рівняння багатофакторної регресії за 2005 рік визначимо за аналогічними показниками з статистичного щорічника Україна 2006. Воно буде мати наступний вигляд:

$$y_x = 384,83 + 1,54x_1 - 3,01x_2 + 2,13x_3 \quad (15)$$

Рівняння багатофакторної регресії за 2009 рік визначимо за статистичними даними з статистичного щорічника за 2010 рік

$$y_x = 48,20 + 0,87x_1 - 0,90x_2 + 1,98x_3 \quad (16)$$

В таблиці 2 показаний зв'язок між ВРП та кожним фактором окремо в динаміці.

Таблиця 2.
Кореляційний зв'язок між показником та фактором (ВРП)

№	Показник	Коефіцієнт кореляції		
		2008	2009	2010
1.	Результат від звичайної діяльності до оподаткування	0,11	0,94	0,81
2.	Фахівці вищої кваліфікації, які зайняті в економіці регіону	0,81	0,80	0,07

3.	Інвестиції в основний капітал	0,90	0,92	0,90
----	-------------------------------	------	------	------

З наведеної вище таблиці видно, що стабільно щільний зв'язок спостерігається тільки для ВРП та інвестицій в основний капітал. Між ВРП та фахівцями вищої кваліфікації спостерігається дуже міцний зв'язок у 2008-2009 роках та надзвичайно низький у 2010 році. А зв'язок між прибутком та ВРП навпаки був щільний у 2009-2010 роках і слабкий у 2008 році.

Висновки з даного дослідження. Валовий регіональний продукт відіграє надзвичайно важливу роль для розвитку регіону. Кореляційно-регресійний аналіз дає змогу управлінцю спрогнозувати зміни обсягів ВРП у відповідності до зміни одного чи кількох факторів. З наведеної вище моделі управлінець може визначити, які з факторів є найбільш вагомими для зростання валового регіонального продукту, а які мають обернений вплив на результативний показник. Так з дослідження випливає, що найбільший вплив на рівень ВРП має у 2008-2009 році – фінансовий результат (сальдо) від звичайної діяльності до оподаткування, а у 2010 році – інвестиції в основний капітал.

Література.

1. Кухарев В.Н. Экономико-математические методы и модели в планировании и управлении / В.Н.Кухарев, В.И.Салли, А.М.Эрперт. – К. : Вища школа, 1991. – 304 с.
2. Рязуов Н. Н. Общая теория статистики / Н. Н. Рязуов. – М.: Статистика, 1979. – 344 с.
3. Тимошенко Л. М. Оцінка асиметрії в розвитку регіонів як основа формування превентивного антикризового управління / Л. М. Тимошенко, В. І. Попруга // Основи упередження кризових явищ в управлінні територіальним розвитком : монографія / Бобровська О. Ю., Бородін Є.І., Савостенко Т. О. [та ін.] - Д.: ДРІДУ НАДУ, 2011. - С. 70-86.
4. Тимошенко Л.М., Дєєва Н.М., Гришкін В.О., Пирог О.В., Попруга В.І., Савостенко Т.О., Стеблянюк І.О. «Інвестиції та інвестування в соціалізації економіки України» 2005 р.
5. Яковлева Ю.К. Социально-экономическое развитие регионов Украины// Економічний вісник Донбасу.- 2007.- №3(9).- С.80-87
6. Статистичний щорічник України за 2008 рік / за ред. О. Г. Осауленка. – К. : Державний комітет статистики України, Консультант, 2008. – 591 с.
7. Статистичний щорічник України за 2009 рік / за ред. О. Г. Осауленка – К. : Державний комітет статистики України, Консультант, 2007. – 551 с.
8. Статистичний щорічник України за 2010 рік / за ред. О. Г. Осауленка. – К. : Державний комітет статистики України, Консультант, 2011. – 571 с.

References.

1. Kukharev, V. N. Sally, V. S. and Ebert, A. M. (1991), *Economic-mathematical methods and models in the planning and managemen*, High school, Kyiv, Ukraine, p.304.
2. Reutov, N. N. (1979), *The General theory of statistics*, Statistics, Moscow, Russia, p.344.
3. Tymoshenko, L. M. (2011), Assessment of asymmetry in the development of the regions as a basis for developing preventive crisis management, DRIGO NAGA, Ukraine, pp. 70-86.
4. Tymoshenko, L. M. Deeva, N. M. and other (2005), "Investment and investment in the socialization of economy of Ukraine"
5. Yakovlev, Y. K. (2007), "Socio-economic development of regions of Ukraine", Economic Herald of the Donbas, vol.3(9), pp. 80-87.
6. Statistical Yearbook of Ukraine for 2008, edited by O. Osaulenko, 2008, State Committee of statistics of Ukraine, Consultant, Kyiv, Ukraine, p.591.
7. Statistical Yearbook of Ukraine for 2009, edited by O. Osaulenko, 2009, State statistics Committee of Ukraine, Consultant, Kyiv, Ukraine, p.551.
8. Statistical Yearbook of Ukraine for 2010, edited by O. Osaulenko, 2011, State statistics Committee of Ukraine, Consultant, Kyiv, Ukraine, p.571.