

ДОСЛІДЖЕННЯ ЕФЕКТИВНОСТІ ІНВЕСТИЦІЙ У ПРОМИСЛОВІСТЬ

Побудовано економіко-математичні моделі залежності обсягу продукції промисловості від вкладених у неї інвестицій та визначено їх ефективність. Обґрунтована економетрична модель розподіленого лагу з запізненням у три роки.

Ключові слова: *обсяг продукції промисловості, інвестиції, середня продуктивність інвестицій, гранична продуктивність інвестицій, економетричні моделі, метод Ейткена, лагу, кореляційна функція.*

Інвестиції позитивно впливають на розвиток національної економіки, причому ефективність їх впливу на кожну галузь зокрема є різною. В умовах дефіциту бюджету та посткризової ситуації в Україні особливо актуальними є інвестиції в промисловість, оскільки ефективність інвестицій, вкладених у промисловість, приблизно у два рази вища, ніж у сільське господарство [1, с. 53–56]. У зв'язку з цим *виникає необхідність* у виявленні закономірностей впливу інвестицій на розвиток промисловості в умовах стабільного розвитку економіки з метою можливого використання прогнозних показників для розробки заходів державної політики.

Тема статті належить до проблеми, яка в економічних дослідженнях висвітлена недостатньо. Оскільки для проведення дослідження були використані методи кореляційно-регресійного аналізу, потрібно зазначити, що такі дослідження були *започатковані лише в роботах* [2, с. 627–634; 3, с. 107–110; 4, с. 473–479; 1, с. 50–56].

Метою цього дослідження є обчислення ефективності впливу інвестицій на обсяги продукції промисловості на основі побудованих економіко-математичних моделей.

Для дослідження були використані статистичні дані за 1996–2010 рр. (табл. 1) [5, с. 68, 72; 6, с. 46, 79; 7, с. 108, 206].

Як видно з табл. 1 до 2009 р. відбувалося зростання обсягів реалізованої, випущеної промислової продукції та вкладених інвестицій у промисловість. У 2009 р. внаслідок економічної кризи в Україні порівняно з 2008 р. відбувся спад обсягу випущеної продукції (в основних цінах) на 7,74%, реалізованої (у фактичних цінах) на 12,05% та вкладених інвестицій у 1,8 разу. Незважаючи на зростання в 2010 р. порівняно з 2009 р. обсягів реалізованої продукції на 10,49% та інвестицій на 30,37% показники 2008 р. в ньому ще не досягнуті, тому 2010 р. теж може належати до кризових або посткризових.

Для побудови економетричних моделей за незалежну (факторну) змінну X покладено обсяги інвестицій у промисловість, за результативну змінну Y – обсяги продукції промисловості. Розрахунки проводились у програмі MS Excel.

В табл. 2 наведені основні найбільш статистично значущі економетричні моделі. Інші моделі з меншим коефіцієнтом детермінації R^2 не наведені. Інтенсивність обсягу випущеної промислової продукції від обсягів інвестицій у промисловість у фактичних

цінах за період 1996–2000 рр. може бути подана лінійною та степеневою практично функціональними залежностями (табл. 2).

Таблиця 1

Співвідношення обсягів промислової продукції та вкладених у них інвестицій, млн. грн.

Роки	Обсяг промислової продукції			Інвестиції в промисловість, [9, с. 206]
	випущеної		реалізованої	
	у фактичних цінах [8, с. 68, 72]	в основних цінах*	у фактичних цінах [8, с. 46; 9, с. 108]	
1996	73321			5055
1997	75061			5157
1998	82889			5499
1999	107537			6946
2000	160755			10232
2001	184275	224273	210842,7	13651**
2002	202688	243940	229634,4	15112
2003	259502	292193	289117,3	19726
2004		388794	400757,1	28191
2005		475911	468562,6	35031
2006		949713	551729,0	44804
2007		708970	717076,7	64341
2008		922117	917036,0	76618
2009		850723	806551,0	57658
2010			891170,0	58558

Примітка. * Дані складені автором на основі [6, с. 37, 107]

** З 2001 р. обсяги інвестицій подані згідно з КВЕД.

На основі побудованих моделей проведено кількісний аналіз [2, с. 479–483]. За середню продуктивність інвестицій, або інвестиційну віддачу взято відношення

$$\frac{f(x_t)}{x_t} = A_{1t}, \text{ а за інвестиційну місткість – обернену величину } A_{2t} = \frac{1}{A_{1t}}.$$

Перша похідна функції Y' є граничною маржинальною продуктивністю обсягу продукції або граничним випуском за визначеним показником. Наближене значення граничної продуктивності показує, на яку величину збільшиться обсяг продукції при збільшенні обсягу інвестицій на одиницю.

Еластичність E_x обсягу продукції щодо обсягу інвестицій визначає відносну зміну результативного показника при зміні факторного на 1%.

Згідно з табл. 2 цілком очевидно є тенденція підвищення інвестиційної віддачі A_{1t} від початку до кінця періоду з 14,7 до 15,8 і, відповідно, зниження інвестиційної місткості A_{2t} з 0,068 до 0,063.

Гранична продуктивність згідно з лінійною моделлю наближено становила 16,8, тобто при збільшенні інвестицій на одиницю обсяг випущеної продукції (у фактичних цінах) зростав на 16,8 одиниць.

Еластичність випущеної продукції щодо обсягів інвестицій, що становить для обидвох моделей 1,1, вказує на те, що вкладення інвестицій у випуск промислової продукції в цей період мав нагромаджувальний характер.

Таблиця 2

Статистично значущі економіко-математичні моделі інвестицій
у промисловість

Роки	Вид моделей	Коефіцієнт детермінації R^2	Еластичність E_x
I. Випущена продукція у фактичних цінах			
1996–2000	а) $Y_t = 16,814X_t - 10688$	0,9991	1,107
	б) $Y_t = 5,818X_t^{1,109}$	0,9977	1,109
II. Випущена продукція в основних цінах			
2001–2008	а) $Y_t = 11,250X_t + 107203$	0,7772	0,849
	б) $Y_t = 65,627X_t^{0,855}$	0,9034	0,855
2001–2009	а) $Y_t = 11,670X_t + 101366$	0,7964	0,865
	б) $Y_t = 55,692X_t^{0,872}$	0,9125	0,872
III. Реалізована продукція у фактичних цінах			
2001–2008	а) $Y_t = 10,616X_t + 78342$	0,9913	0,834
	б) $Y_t = 86,151X_t^{0,820}$	0,9961	0,820
2001–2009	а) $Y_t = 11,125X_t + 71174$	0,9723	0,860
	б) $Y_t = 67,369X_t^{0,8469}$	0,9891	0,845
2001–2010	а) $Y_t = 11,771X_t + 61292$	0,8419	0,910
	б) $Y_t = 50,480X_t^{0,875}$	0,9781	0,901
Узагальнена модель Ейткена			
2001–2008	$Y_t = 10,570X_t + 79718$	0,9983	0,831
Модель розподіленого лагу			
2001–2008	$Y_t = 22,770X_{t-3} + 102260$	0,9904	0,833

Інтенсивність обсягу випущеної промислової продукції в основних цінах від інвестицій, вкладених у промисловість у фактичних цінах, може бути подана лінійними та степеневими моделями (табл. 2). Інвестиційна віддача згідно з лінійними економетричними моделями для періодів 2001–2008 та 2001–2009 рр. спадала від 19,1 на початку до 12,6 і 13,4 на кінцях періодів відповідно. Гранична продуктивність інвестицій для цих періодів становила 11,25 та 11,67 відповідно. Коефіцієнт еластичності, що знаходиться в межах 0,849–0,855 для періоду 2001–2008 рр. та 0,865–0,872 для періоду 2001–2009 рр. вказує на несуттєве його зростання з часом та витратний характер інвестиційних вкладень у випуск промислової продукції.

Інтенсивність обсягу реалізованої продукції у фактичних цінах для періодів 2001–2008, 2001–2009 та 2001–2010 рр. може бути подана економетричними моделями, занесеними в табл. 2. Аналіз усіх моделей показує, що збільшення інвестицій у промисловість на одиницю приводить до збільшення реалізованої продукції у фактичних цінах приблизно на 11 одиниць, тобто практично збігається з таким самим показником для моделі випущеної продукції в основних цінах. Аналогічно, дуже близькі і коефіцієнти еластичності, які вказують на витратний характер інвестицій у промисловість за період 2001–2010 рр. Незважаючи на це, простежується незначна позитивна динаміка

ефективності інвестиційних вкладень з часом. З табл. 1 видно, що обсяг реалізованої промислової продукції у 2000–2003 рр. більший за обсяг випущеної, що може бути пояснено реалізацією раніше випущеної продукції.

Як видно з табл. 2, вид моделей випущеної продукції промисловості в основних цінах у періоді 2001–2008 рр. дуже близький до виду моделей реалізованої продукції у 2001–2009 рр., а випущеної в періоді 2001–2009 рр. – до реалізованої у періоді 2001–2010 рр. Звідси можна зробити висновок, що випущена продукція реалізовується протягом року.

Дослідимо детальніше лінійну, як найбільш економічно вмотивовану модель залежності обсягу реалізованої продукції від величини інвестицій, побудовану для статистичних даних 2001–2008 рр., тобто в умовах стабільного розвитку економіки. Оцінки параметрів моделі обчислювались за методом найменших квадратів 1МНК [3, с. 107–108; 8, с. 85–105; 9, с. 52–56]. Перевірка коректності застосування 1МНК

показала, що: а) $\sum_{t=1}^8 U_t \approx 0$, а отже, $M(U) = 0$; б) $\sum_{t=1}^8 X^T \cdot U = -0,000011 \approx 0$ –

незалежна змінна не пов'язана із залишками; в) емпіричне значення критерію Дарбіна-Уотсона $DW_{emn} = 2,05$, тому використовуємо $DW_{emn} = 4 - 2,05 = 1,95$. Для $n = 8$

і заданого рівня довіри $\beta = 0,95$ його верхня критична межа $DW_2 = 1,33$, для

$\beta = 0,99 - DW_2 = 1,00$ і, оскільки, $DW_{emn} > DW_2$ – автокореляції залишків немає

для високих ступенів довіри результатам [8, с. 170–176; 3, с. 108–109]. Дослідження моделі на гетероскедастичність [3, с. 108; 8, с. 150–153; 9, с. 116–117] параметричним тестом Гольдфельда-Квандта (для невеликих сукупностей спостережень) показало,

що $R_{emn}^* = 3422312,7$. Критичне значення критерію згідно з таблицями F -розподілу

для вибраного рівня довіри $\beta = 0,95$ і ступенів вільності $\nu_1 = \nu_2 = 1$ рівне $F_{kp} = 161$;

для рівня довіри $\beta = 0,99$ $F_{kp} = 4,052$. Оскільки $R_{emn}^* > F_{kp}$, то з високим ступенем довіри можна стверджувати, що вибірка гетероскедастична.

За наявності гетероскедастичності і відсутності автокореляції залишків для оцінювання параметрів моделі використали узагальнений метод найменших квадратів (метод Ейткена) [5, с. 159–161; 6, с. 122–125], оператор оцінювання якого має вигляд:

$$\vec{A} = (X^T V^{-1} X)^{-1} X^T V^{-1} \vec{Y}, \quad (1)$$

де \vec{A} – вектор оцінюваних параметрів, X – матриця спостережених значень незалежних змінних, X^T – транспонована матриця, \vec{Y} – вектор спостережених значень залежної змінної, V – симетрична додатньо визначена матриця, діагональні елементи якої залежать від вибраної гіпотези стосовно дисперсії залишків [8, с. 156–157]. Як елементи матриці V , використані абсолютні значення залишків моделі, побудованої згідно з 1МНК.

Дисперсія випадкових відхилень оцінюється за формулою:

$$S_u^2 = \frac{1}{n - k - 1} U^T V^{-1} U, \quad (2)$$

де n – об'єм вибірки, k – кількість незалежних змінних, U – вектор залишків моделі, а матриця дисперсій і коваріацій – за формулою:

$$D^2(a) = S_u^2 (X^T V^{-1} X)^{-1}. \quad (3)$$

Уточнена модель має вигляд:

$$\hat{Y}_t = a_0 + a_1 X_t = 79718,37 + 10,57 X_t; R^2 = 0,9983.$$

Залишкова дисперсія $S_u^2 = 610934864,44$, стандартні похибки оцінок моделі рівні $S_{a_0} = 15880,70$, $S_{a_1} = 0,37$. Емпіричне t -відношення для параметра a_0 рівне $t_0 = 5,02$, для a_1 – $t_1 = 28,57$.

Знайдене з таблиць розподілу Стюдента для числа ступенів вільності $\nu = 6$ і рівня довіри $\beta = 0,95$ $t_{кр} = 1,943$, для $\beta = 0,99$ $t_{кр} = 3,143$ і оскільки $t_0 > t_{кр}$, $t_1 > t_{кр}$, то на високому рівні довіри значення параметрів моделі є значущими. Обчислене згідно з моделлю емпіричне значення критерію Дарбіна-Уотсона $DW_{емп} = 2,05$ вказує на відсутність автокореляції залишків.

В моделі, обчисленій згідно з методом Ейткена, коефіцієнт детермінації $R^2 = 0,9983$. Він є вищим, ніж у моделі, обчисленій згідно з 1МНК. Це вказує на те, що на 99,83% варіація обсягу реалізованої продукції залежить від інвестицій у промисловість.

Потрібно врахувати те, що ефект від впливу інвестицій на обсяг реалізованої промислової продукції проявляється не одразу, а через деякий період часу, із запізненням (лагом). Для обґрунтування лага чи лагів використовуємо взаємну кореляційну функцію $r(\tau)$:

$$r(\tau) = \frac{(n-\tau) \sum_{t=1}^{n-\tau} y_t \cdot x_{t+\tau} - \sum_{t=1}^{n-\tau} y_t \cdot \sum_{t=1}^{n-\tau} x_{t+\tau}}{\sqrt{\left[(n-\tau) \sum_{t=1}^{n-\tau} y_t^2 - \left(\sum_{t=1}^{n-\tau} y_t \right)^2 \right] \cdot \left[(n-\tau) \sum_{t=1}^{n-\tau} x_{t+\tau}^2 - \left(\sum_{t=1}^{n-\tau} x_{t+\tau} \right)^2 \right]}} \quad (4)$$

Найбільше значення $r(\tau)$ за модулем (найближче до одиниці) визначає зрушення або часовий лаг. Розраховану величину $r(\tau)$ при різних значеннях τ наведено в табл. 3 і зображено на рис. 1.

Як видно з рис. 1 і табл. 3, найбільше значення взаємна кореляційна функція $r_\tau = 0,99808035$ набуває при $\tau = 3$, тобто на третьому році від початку інвестування потрібно очікувати найбільшого приросту реалізованої промислової продукції. Динамічна модель розподіленого лага в такому випадку запишеться так: $\hat{Y}_t = a_0 + a_1 X_{t-3}$, де \hat{Y}_t – обсяг реалізованої промислової продукції в період t , X_{t-3} – інвестиції в період $t-3$.

Таблиця 3

Розрахована величина взаємної кореляційної функції

τ	0	1	2	3	4	5	6
r_τ	0,99568487	0,98718496	0,98543530	0,99808035	0,95229889	0,91203396	1

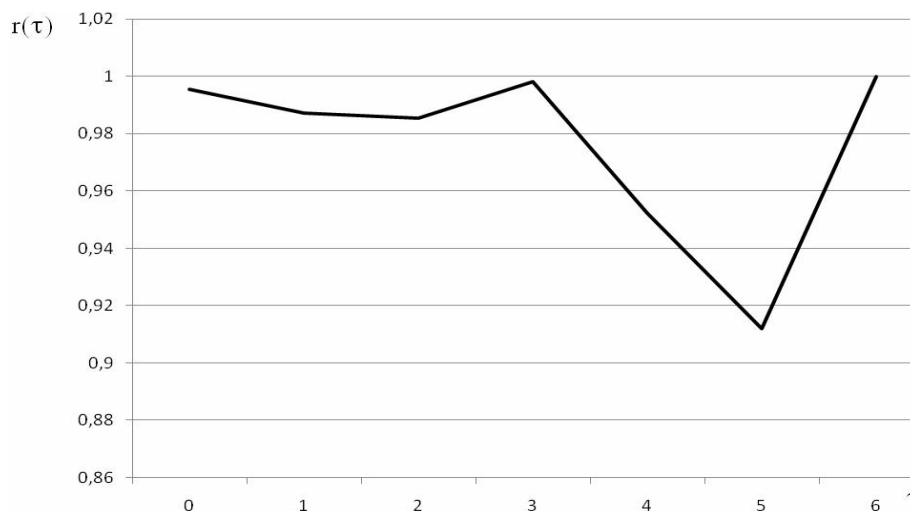


Рис. 1. Корелограма взаємної кореляційної функції, побудована для часового ряду

Оцінювання параметрів моделі проводилось 1МНК. При цьому приймалась гіпотеза, що залишки неавтокорельовані, нормально розподілені. Оскільки найбільший лаг $\tau = 3$, то початкові дані були скорочені на три спостереження, причому в часовому ряді обсягу реалізованої продукції були відкинуті перші три спостереження, а в часовому ряді інвестицій – три останні. Модель розподіленого лага має вигляд:

$$\hat{Y}_t = 102260,27 + 22,77 \cdot X_{t-3}, R^2 = 0,9904,$$

тобто на 99% варіація обсягу реалізованої промислової продукції пояснюється варіацією інвестиційних вкладень. Порівняння $DW_{emp} = 1,38$ з табличним $DW_2 = 1,142$ для високого ступеня довіри $\beta = 0,99$ вказує на відсутність автокореляції залишків. Еластичність інвестицій $E_x = 0,833$ практично збігається з оцінкою цього параметра для інших моделей. Перевірка значущості параметрів моделі згідно з t -критерієм показала, що оцінки її параметрів достовірні на високому рівні довіри, не зміщені і в моделі відсутня автокореляція залишків. Модель розподіленого лага, в якій найбільший вплив інвестицій варто очікувати на третьому році, з економічної точки зору є найбільш коректною і може бути використана для прогнозу в умовах стабільного розвитку економіки.

Таким чином, в умовах стабільного розвитку економіки в Україні в 2001–2008 рр. збільшення інвестицій у промисловість на одиницю приводило до збільшення

випущеної продукції промисловості в основних цінах на 11,3 одиниць, реалізованої продукції у фактичних цінах – на 10,6 одиниць. Випущена промислова продукція реалізується протягом року. В період 2001–2010 рр. спостерігалось незначне зростання граничної продуктивності реалізованої продукції до 11,8 одиниць, тобто спостерігається позитивна тенденція до виходу з кризи. Обґрунтовано модель розподіленого лага, в якій найбільший вплив інвестицій варто очікувати на третьому році. Вкладання інвестицій у промисловість має витратний характер.

Література

1. Кармелюк Г. І. Економетричні дослідження інвестицій в основні галузі народного господарства України в докризовий період / Г. І. Кармелюк // *Галицький економічний вісник. Науковий журнал*. – Тернопіль. – 2011. – № 3 (32). – С. 50–56.
2. *Економіко–математичне моделювання : навч. посіб. / за ред. О. Т. Іващука*. – Тернопіль : *Економічна думка*, 2008. – 701 с.
3. Кармелюк Г. І. Економетричні моделі залежності валового внутрішнього продукту від роздрібного товарообороту / Г. І. Кармелюк // *Наукові записки : зб. наук. праць кафедри економічного аналізу*. Вип. 5. – Тернопіль : *Економічна думка*, 2010. – С. 107–110.
4. Кармелюк Г. І. Економетричні дослідження інвестицій в основний капітал в докризовий період в Україні / Г. І. Кармелюк // *Фінансова система України : зб. наук. праць*. – Острог : Вид-во Національного університету "Острозька академія", 2011. – Вип. 17. – С. 473–479.
5. Основні показники економічного та соціального стану України за 1991–2001 та 2002–2007 роки / Національний банк України // *Бюлетень НБУ*. – 2007. – № 9.
6. Основні показники економічного розвитку / Національний банк України // *Бюлетень НБУ*. – 2012. – № 1. – С. 46.
7. *Статистичний щорічник України за 2010 рік / Держ. ком. статистики України ; відп. за вип. О. Г. Осауленко*. – К. : Август Трейд, 2011. – 559 с.
8. Наконечний С. І. Економетрія / С. І. Наконечний, Т. О. Терещенко, Т. П. Романюк // *Підручник*. – [вид. 2-ге, допов. та перероб.] – К. : КНЕУ, 2000. – 296 с.
9. Новак Е. Введение в методы эконометрики: сборник задач / Едвард Новак ; пер. с польск. ; под ред. И. И. Елисеевой. – М. : Финансы и статистика, 2004. – 248 с.

Редакція отримала матеріал 23 березня 2012 р.