



Макроекономіка

Ганна КАРМЕЛЮК

**МОДЕЛЮВАННЯ
РОЗДРІБНОГО ТОВАРООБОРОТУ**

Резюме

Побудовано економіко-математичні моделі залежності обсягу роздрібно-го товарообороту від різних чинників: інвестицій у роздрібний товарооборот, середньомісячної номінальної зарплати, грошових доходів населення, продукції промисловості та сільського господарства, і розраховано їхній внесок у роздрібний товарооборот.

Ключові слова

Роздрібний товарооборот, інвестиції в роздрібний товарооборот, реалізована промислова продукція, продукція сільського господарства, середньомісячна номінальна зарплата, грошові доходи населення, економетричні моделі, лаги, модель Ейткена, метод інструментальних змінних.

Класифікація за JEL: E22, E24, C02.

© Ганна Кармелюк, 2012.

Кармелюк Ганна, канд. фіз.-мат. наук, доцент, Тернопільський національний економічний університет, Україна.

Постановка проблеми. Роздрібний товарооборот підприємств – одна зі складових валового внутрішнього продукту. Згідно з джерелом [10, с. 273], роздрібний товарооборот підприємств визначають як обсяг продажу споживчих товарів населенню через роздрібну торгову мережу і мережу ресторанного господарства всіма діючими підприємствами, а також промисловими, транспортними та іншими неторговими підприємствами безпосередньо населенню через касу підприємства. Крім того, до роздрібного товарообороту включають продаж через торгову мережу установам, організаціям і підприємствам продовольчих товарів для харчування обслуговуваних ними груп населення (у санаторіях, дитячих закладах, лікарнях тощо). Як показано в роботі автора [2, с. 108], збільшення обсягу роздрібного товарообороту на 1 % приводило до збільшення ВВП на 0,946 %. Цей коефіцієнт вказує на неналежне місце розвитку роздрібного товарообороту в динаміці ВВП, оскільки в розвинутих країнах цей коефіцієнт вищий. З огляду на це, виникає необхідність у виявленні закономірностей впливу різних чинників на інтенсивність динаміки роздрібного товарообороту в умовах стабільного розвитку економіки з метою можливого використання прогнозних показників для розробки заходів державної політики.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. Тема статті стосується проблеми, яку в економічних дослідженнях висвітлено недостатньо. Оскільки для проведення дослідження було використано методи кореляційно-регресійного аналізу, слід відзначити, що такі дослідження було започатковано лише в роботах [1, с. 627–634; 2, с. 107–110; 3, с. 473–479; 4, с. 50–56; 5, с. 130–136].

Мета і завдання дослідження. Метою даного дослідження є обчислення ефективності впливу інвестицій у роздрібний товарооборот на його обсяги та виявлення залежності величини роздрібного товарообороту від середньомісячної номінальної зарплати, грошових доходів населення, витрат на придбання товарів та послуг та внеску обсягів реалізованої промислової продукції та продукції сільського господарства в роздрібний товарооборот на основі побудованих економіко-математичних моделей.

Виклад основного матеріалу. Для дослідження було використано статистичні дані за 2001–2010 рр. (див. табл. 1) [8, с. 52, 54, 68, 72; 9, с. 46, 79; 10, с. 37, 105, 106, 108, 139, 204, 206, 273, 385, 389].

Для побудови економетричних моделей за незалежну (факторну) змінну X узято обсяги інвестицій у роздрібний товарооборот, середньомісячну номінальну зарплату, грошові доходи населення, витрати на придбання товарів і послуг, обсяги реалізованої промислової продукції, обсяги продукції сільського господарства та мисливства, за результативну змінну Y – величи-

ну роздрібного товарообороту підприємств. Розрахунки проводились у програмі MS Excel. В табл. 2 наведено основні найбільш статистично значущі економетричні моделі. Ряд інших моделей з меншим коефіцієнтом детермінації R^2 не наведений.

Таблиця 1

**Статистичні дані економічних показників за 2001–2011 рр.
у фактичних цінах, млн грн.**

Роки	Роздрібний товарооборот підприємств ¹	Інвестиції в роздрібний товарооборот ²	Середньомісячна номінальна зарплата ³ , грн.	Грошові доходи населення ⁴	Витрати на придбання товарів і послуг ⁵	Обсяг реалізованої промислової продукції ⁶	Обсяг продукції сільськогосподарства та мисливства ⁷
2001	34417	417	311,08	109391	77846	210842,7	65218
2002	39691	637	376,38	185073	153589	229634,4	65253
2003	49993	950	462,27	215672	180703	289117,3	64780
2004	67556	1473	589,62	274241	222270	400757,1	83900
2005	94332	2556	806,19	381404	306769	468562,6	92540
2006	129952	4301	1041,44	472061	385691	551729,0	95730
2007	178233	7632	1351	623289	510023	717076,7	109985
2008	246903	9750	1806	845641		917036,0	152210
2009	230955	6670	1906	894286		806551,0	153800
2010	280890	5581	2239	1101175		891170,0	184900
2011	346498		2633	1251005			

Дані подані згідно з джерелами:

¹ [10, с. 273];

² [10, с. 204];

³ [10, с. 389];

⁴ [10, с. 385];

⁵ [8, с. 52, 54];

⁶ [9, с. 46; 10, с. 25, 37, 105, 106];

⁷ [9, с. 46, 10, с. 25, 139].

* З 2001 року обсяги інвестицій подано згідно з КВЕД.

Таблиця 2

Статистично значущі економіко-математичні моделі залежності
обсягів роздрібного товарообороту Y_t від різних чинників X_t

2001–2010	R^2	2001–2008	R^2
I. X_t – інвестиції в роздрібний товарооборот			
а) $Y_t = 35056 + 25,08X_t$	0,794	а) $Y_t = 30972 + 21,41X_t$	0,987
б) $Y_t = 4498 + 49,83X_t - 0,002X_t^2$	0,850	б) $Y_t = 29429 + 22,76X_t - 0,0001X_t^2$	0,987
в) $Y_t = 495,7X_t^{0,682}$	0,941	в) $Y_t = 754,6X_t^{0,618}$	0,992
		г) Модель розподіленого лага $Y_t = 42033 + 28,52X_{t-1}$	0,971
		д) Узагальнена модель Ейткена $Y_t = 29519 + 22,07X_t$	0,9999
II. X_t – середньомісячна номінальна зарплата			
а) $Y_t = -9793 + 133,6X_t$	0,994	а) $Y_t = -15763 + 143,4X_t$	0,997
б) $Y_t = -10872 + 135,9X_t - 0,0001X_t^2$	0,994	б) $Y_t = -4658 + 114,01X_t + 0,014X_t^2$	0,999
в) $Y_t = 60,22X_t^{1,100}$	0,997	в) $Y_t = 45,82X_t^{1,144}$	0,998
III. X_t – грошові доходи населення			
а) $Y_t = -4255 + 0,274X_t$	0,990	а) $Y_t = -12259 + 0,302X_t$	0,992
б) $Y_t = -7893 + 0,291X_t - 1 \times 10^{-8}X_t^2$	0,990	б) $Y_t = 750 + 0,226X_t + 8 \times 10^{-8}X_t^2$	0,995
в) $Y_t = 0,185X_t^{1,026}$	0,983	в) $Y_t = 0,148X_t^{1,044}$	0,969
IV. X_t – витрати на придбання товарів і послуг*			
		а) $Y_t = -7819 + 0,353X_t$	0,977
		б) $Y_t = 14940 + 0,153X_t + 3 \times 10^{-7}X_t^2$	0,992
		в) $Y_t = 0,667X_t^{0,940}$	0,922
V. X_t – реалізована промислова продукція			
а) $Y_t = -50009 + 0,338X_t$	0,971	а) $Y_t = -38038 + 0,302X_t$	0,986
		б) $Y_t = -7791 + 0,164X_t + 1 \times 10^{-7}X_t^2$	0,994
		в) $Y_t = 0,002X_t^{1,348}$	0,989
		г) Модель розподіленого лага $Y_t = -55127 + 0,62X_{t-3}$	0,9718
		д) Модель з інструментальними змінними $Y_t = -1178 + 1,62Y_{t-1} - 0,04X_t$	1
VI. X_t – обсяг продукції сільського господарства та мисливства			
а) $Y_t = -92095 + 2,128X_t$	0,961	а) $Y_t = -121316 + 2,483X_t$	0,957
		б) $Y_t = -16922 + 3,477X_t + 5 \times 10^{-6}X_t^2$	0,960
		в) $Y_t = 3 \times 10^{-7}X_t^{1,348}$	0,933
		г) Модель з інструментальними змінними $Y_t = -9453,7 + 1,39Y_{t-1} + 0,07X_t$	0,9988

* Дані для 2001–2007 рр.

1. Моделі інтенсивності роздрібного товарообороту від інвестицій у нього.

Інвестиції позитивно впливають на розвиток національної економіки і є особливо актуальними в умовах дефіциту бюджету та кризової ситуації в Україні. Як видно з табл. 1, за період 2001–2008 рр. відбулося зростання обсягів роздрібного товарообороту підприємств у 7,2 разу та вкладених у нього інвестицій у 23,4 разу. У 2009 році, внаслідок економічної кризи в Україні, порівняно з 2008 роком відбулося зниження роздрібного товарообороту (в основних цінах) на 6,5 % та вкладених у нього інвестицій – на 31,6 %. У 2010 році інвестиції зменшилися ще на 16,3 %, порівняно з попереднім роком, хоч роздрібний товарооборот збільшився, порівняно з 2008 роком, на 13,8 %.

Інтенсивність роздрібного товарообороту від обсягів вкладених у нього інвестицій може бути подано лінійною, квадратичною та степеневою практично функціональними залежностями (див. табл. 2, *1 а–в*).

На основі побудованих моделей здійснено кількісний аналіз [1, с. 479–483]. За середню продуктивність інвестицій або інвестиційну віддачу взято відношення

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

$A_{2t} = \frac{1}{A_{1t}}$. Перша похідна функції Y' є граничною маржинальною продуктивністю

обсягу роздрібного товарообороту. Наближене значення граничної продуктивності показує, на яку величину збільшиться обсяг роздрібного товарообороту при збільшенні обсягу інвестицій на одиницю. Згідно з лінійною моделлю для даних за 2001–2008 рр. гранична продуктивність складала 21,41, тобто при збільшенні інвестицій на одиницю обсяг роздрібного товарообороту (у фактичних цінах) зростав на 21,41 одиниць. За період 2001–2010 рр. гранична продуктивність зросла до 25,08 одиниць, але, оскільки, коефіцієнт детермінації R^2 цієї моделі є значущим, однак суттєво меншим (0,794), ця величина граничної продуктивності заслуговує на менший ступінь довіри.

Розрахована величина інвестиційної віддачі A_{1t} показує тенденцію до зниження від початку періоду в 2001 році до кінця періоду в 2008 році з 82,53 до 25,32 одиниць і, відповідно, зростання інвестиційної місткості A_{2t} з 0,012 до 0,039 одиниць. У 2009 році інвестиційна віддача зросла до 34,63 одиниць, у 2010 році – до 50,33 одиниць. Зважаючи на те, що інвестиції в роздрібний товарооборот з 2009 року почали знижуватись, зростання інвестиційної віддачі в цей період можна пояснити зміщенням або запізненням величини роздрібного товарообороту відносно інвестицій, вкладених у нього.

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

Коефіцієнт еластичності, обчислений для різних моделей і перебував у межах 0,62–0,71 (%) для періоду 2001–2008 рр. та 0,68–0,74 (%), для періоду 2001–2010 рр. вказує на несуттєве його зростання з часом та витратний характер інвестиційних вкладень у роздрібний товарооборот.

Дослідимо детальніше лінійну, як найбільш економічно вмотивовану, модель (див. табл. 2, *1a*) залежності обсягу роздрібного товарообороту від величини вкладених у нього інвестицій, побудовану для статистичних даних 2001–2008 рр., тобто в умовах стабільного розвитку економіки. Оцінки параметрів моделі обчислювались за методом найменших квадратів 1МНК [2, с. 107–108; 6, с. 85–105; 7, с. 52–56]. Перевірка коректності застосування 1МНК пока-

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

лежна змінна, не пов'язана із залишками; в) емпіричне значення критерію Дарбіна–Уотсона $DW_{емп} = 2,22$, тому використовуємо $DW_{емп} = 4 - 2,22 = 1,78$. 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, $DW_{емп} > DW_2$ – автокореляція залишків відсутня для високих ступенів довіри результатам [6, с. 170–176; 2, с. 108–109]. Дослідження моделі на гетероскедастичність [2, с. 108; 6, с. 150–153; 7, с. 116–117] параметричним тестом Гольдфельда–Квандта (для невеликих сукупностей спостережень) показало, що $R_{емп}^* = 401,27$. Критичне значення критерію, згідно з таблицями F -розподілу для вибраного рівня довіри $\beta = 0,95$ і ступенів вільності $\nu_1 = \nu_2 = 1$, дорівнює $F_{кр} = 161$; для рівня довіри $\beta = 0,99$ $F_{кр} = 4,052$. Оскільки $R_{емп}^* > F_{кр}$, то з високим ступенем довіри можна стверджувати, що вибірка гетероскедастична.

Це також підтверджує непараметричний тест Гольдфельда–Квандта (рис. 1), на якому зображено величини залишків u_i після упорядкування спостережень за X_i .

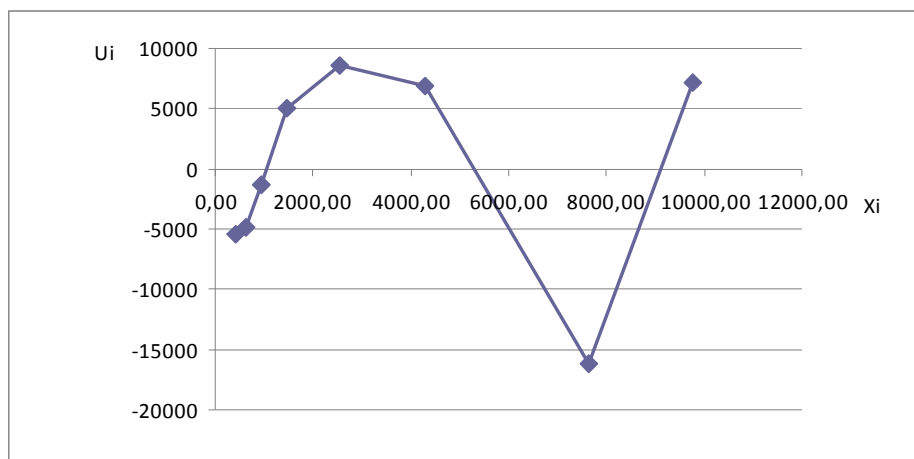
Значущість параметрів моделі перевірялася згідно з t -критерієм:

$$t_j = \frac{|\hat{a}_j|}{S_{\hat{a}_j}}, \quad (1)$$

де \hat{a}_j – значення параметра моделі, $S_{\hat{a}_j}$ – стандартна похибка оцінки параметра моделі. Обчислене $t_j = t_{емп}$ критерію порівнювалося з табличним t -критерієм ($t_{кр}$) при вибраному рівні довіри β і $n - m$ ступенях вільності, де n – об'єм вибірки, m – число параметрів моделі. Якщо $t_{емп} > t_{кр}$, то параметри моделі є значущими або достовірними.

Рисунок 1

Непараметричний тест Гольдфельда–Квандта



Знайдене з таблиць розподілу Ст'юдента для числа ступенів вільності $\nu = 6$ і рівня довіри $\beta = 0,95$ $t_{кр} = 1,943$, для $\beta = 0,99$ $t_{кр} = 3,143$.

Параметри моделі є значущими, оскільки для залишкової дисперсії $S_u^2 = 85951122,13$ і стандартних похибок $S_{a_0} = 4769,05$, $S_{a_1} = 0,9999$ значення t -критеріїв рівні: $t_{a_0} = 6,494$, $t_{a_1} = 21,409$.

За наявності гетероскедастичності та відсутності автокореляції залишків для обчислення параметрів моделі використали узагальнений метод найменших квадратів (метод Ейткена) [6, с. 159–161; 7, с. 122–125], оператор оцінювання якого має вигляд:

$$\bar{A} = (X^T V^{-1} X)^{-1} X^T V^{-1} \bar{Y}, \quad (2)$$

де \bar{A} – вектор оцінюваних параметрів, X – матриця спостережених значень незалежних змінних, X^T – транспонована матриця, \bar{Y} – вектор спостережених значень залежної змінної, V – симетрична додатньо визначена матриця, діагональні елементи якої залежать від вибраної гіпотези стосовно дисперсії залишків [6, с. 156–157]. За елементи матриці V використали абсолютні значення залишків моделі, побудованої згідно із 1МНК.

Дисперсія випадкових відхилень оцінюється за формулою:

$$S_u^2 = \frac{1}{n-k-1} U^T V^{-1} U, \quad (3)$$

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

$$D^2(\bar{A}) = S_u^2 (X^T V^{-1} X)^{-1} \quad (4)$$

Уточнена модель має вигляд (див. табл. 2, $l\delta$):

$$\hat{Y}_t = a_0 + a_1 X_t = 29518,56 + 22,07 X_t; R^2 \approx 1.$$

Залишкова дисперсія моделі $S_u^2 = 9275,52$, стандартні похибки оцінок параметрів моделі дорівнюють $S_{a_0} = 2939,9034$, $S_{a_1} = 0,85$, емпіричне t -відношення для параметра a_0 дорівнює $t_0 = 10,04$, для a_1 – $t_1 = 25,87$. Таким чином, оскільки $t_0 > t_{кр}$, $t_1 > t_{кр}$, то на високому рівні довіри значення параметрів моделі є значущими.

У моделі, обчисленій за методом Ейткена, коефіцієнт детермінації $R^2 \approx 1$ вказує на те, що дана лінійна залежність між роздрібним товарооборотом та інвестиціями, вкладеними в нього, є практично функціональною.

Слід врахувати те, що ефект від впливу інвестицій на величину роздрібного товарообороту проявляється не одразу, а через деякий період часу, із запізненням (лагом). Для обґрунтування лагу чи лагів використовуємо взаємну кореляційну функцію $r(\tau)$ [6, с. 216–217]:

$$r(\tau) = \frac{(n-\tau) \sum_{t=1}^{n-\tau} y_t \cdot x_{t+\tau} - \sum_{t=1}^{n-\tau} y_t \cdot \sum_{t=1}^{n-\tau} x_{t+\tau}}{\sqrt{\left[(n-\tau) \sum_{t=1}^{n-\tau} y_t^2 - \left(\sum_{t=1}^{n-\tau} y_t \right)^2 \right] \cdot \left[(n-\tau) \sum_{t=1}^{n-\tau} x_{t+\tau}^2 - \left(\sum_{t=1}^{n-\tau} x_{t+\tau} \right)^2 \right]}} \quad (5)$$

Найбільше значення $r(\tau)$ за модулем (найближче до одиниці) вказує зрушення або часовий лаг. Розраховану величину $r(\tau)$ при різних значеннях τ наведено в табл. 3 і зображено на рис. 2.

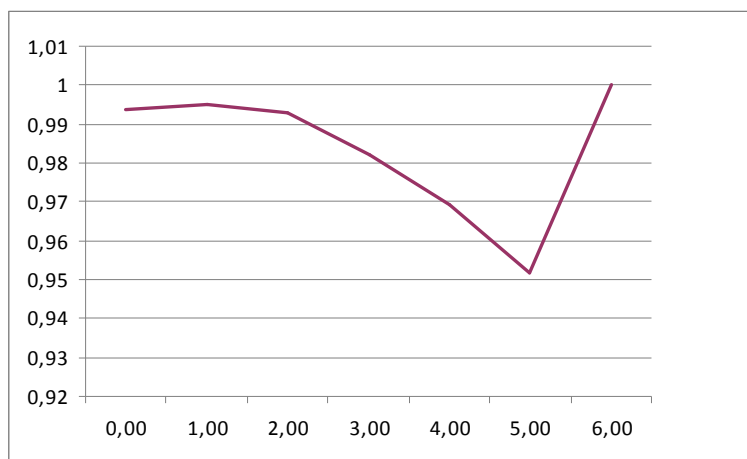
Таблиця 3

Розрахована величина взаємної кореляційної функції $r(\tau)$
для інвестицій у роздрібний товарооборот

τ	0	1	2	3	4	5	6
r_τ	0,993518259	0,994815995	0,992651093	0,982172643	0,969128263	0,951696917	1

Рисунок 2

Корелограма взаємної кореляційної функції, побудована
для часового ряду (інвестиції в роздрібний товарооборот)



Як видно з рис. 2 і табл. 3, найбільшого значення взаємна кореляційна функція $r_\tau = 0,994816$ набуває при $\tau = 1$, тобто через рік від початку інвестування слід очікувати найбільшого приросту роздрібногo товарообороту. Динамічна модель розподіленого лага в такому випадку записуватиметься так:

$$\hat{Y}_t = a_0 + a_1 X_{t-1}, \quad (6)$$

де \hat{Y}_t – обсяг роздрібногo товарообороту в період t ; X_{t-1} – інвестиції в період $t-1$.

Оцінка параметрів моделі здійснювалась за 1МНК. При цьому приймалась гіпотеза – залишки неавтокорельовані, нормально розподілені. Оскільки найбільший лаг $\tau = 1$, то початкові дані було скорочено на одне спостереження, причому в часовому ряді обсягу роздрібного товарообороту було відкинуто перше спостереження, а в часовому ряді інвестицій – останнє. Модель розподіленого лага має вигляд (див. табл. 2, Іа):

$$\hat{Y}_t = 42033 + 28,52 \cdot X_{t-1}, R^2 = 0,971.$$

Перевірка параметрів моделі згідно з t -критерієм показала, що оцінки її параметрів достовірні на високому рівні довіри, не зміщені, оскільки при $S_U^2 = 197543860,8$, $S_{a_0} = 7752,353$, $S_{a_1} = 2,199$, емпіричні значення t -критерію дорівнюють $t_{a_0} = 5,42$, $t_{a_1} = 12,97$.

Модель розподіленого лага показує, що збільшення інвестицій на одиницю в попередньому році приводить до збільшення роздрібного товарообороту в поточному році на 28,52 одиниць, що є більшим, ніж у моделі 1МНК.

Модель розподіленого лага, у якій найбільший вплив інвестицій слід очікувати через рік після їх вкладень, з економічної точки зору є найбільш коректною, і її може бути використано для прогнозу в умовах стабільного розвитку економіки.

2. Урядова політика щодо зростання доходів населення (середньомісячна зарплата в гривнях) комплексно вплинула на економіку загалом і роздрібний товарооборот зокрема, що відображено в моделях II а–в, III а–в (див. табл. 2). Лінійна модель IIа залежності роздрібного товарообороту від середньомісячної номінальної зарплати для періоду 2001–2008 рр. є адекватною згідно з F -критерієм Фішера, і параметри її достовірні, оскільки для залишкової дисперсії $S_U^2 = 15372331,3$ і стандартних похибок параметрів a_0 , a_1 , $S_{a_0} = 2750,32$, $S_{a_1} = 2,82$, емпіричні значення t -критерію дорівнюють $t_{a_0} = 5,73$, $t_{a_1} = 5,90$. Згідно з цією моделлю, збільшення середньомісячної зарплати громадян України на одну гривню збільшує роздрібний товарооборот у межах України на 143,4 грн. Еластичність середньомісячної номінальної зарплати для лінійної моделі становить 1,15 (%), для степеневі – 1,14 (%). Для періоду 2001–2010 рр. гранична продуктивність становить 133,6 грн., еластичність – 1,08–1,1 (%). Це вказує на погіршення економічної ситуації в Україні після 2008 року.

У табл. 4 та рис. 3 наведено значення розрахованої $r(\tau)$ -функції, які засвідчують, що часовий зсув величини роздрібного товарообороту від номінальної зарплати відсутній, оскільки практично вся зарплата громадян України використовується в роздрібному товарообороті на оплату продовольчих та промислових товарів у поточному році.

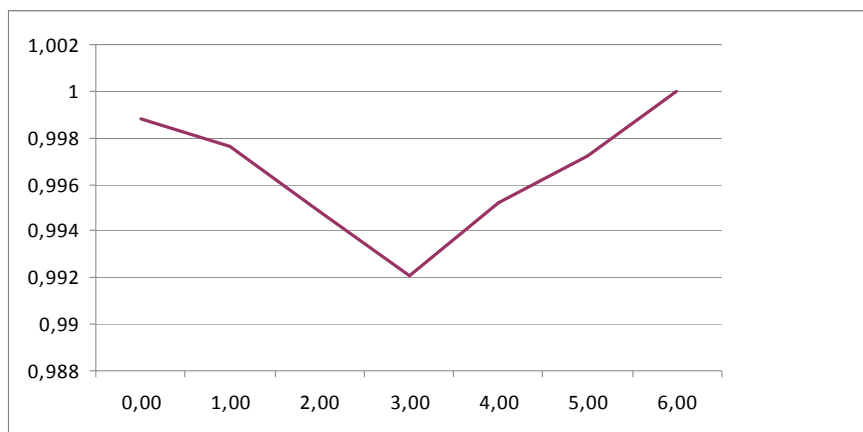
Таблиця 4

Розрахована величина взаємної кореляційної функції $r(\tau)$
для середньої номінальної зарплати

τ	0	1	2	3	4	5	6
r_τ	0,998843831	0,997643865	0,994860584	0,992108688	0,995204517	0,9971987	1

Рисунок 3

Корелограма взаємної кореляційної функції, побудована
для часового ряду (середньомісячна номінальна зарплата)



3. Моделі залежності роздрібного товарообороту від грошових доходів населення (табл. 2, III а-в).

Параметри лінійної моделі IIIa, побудованої для періоду 2001–2008 рр., є значущими, оскільки для залишкової дисперсії $S_u^2 = 52020782$ і стандартних похибок $S_{a_0} = 4960,53$, $S_{a_1} = 0,011$ критичні значення t -критерію дорівнюють $t_{a_0} = 2,47$, $t_{a_1} = 27,59$. Для $\beta = 0,95$ – параметр a_0 є суттєвим, для $\beta = 0,99$ – параметр a_0 є несуттєвим, але для формування висновків він не використовується.

Згідно з лінійною моделлю залежності роздрібного товарообороту від грошових доходів населення, збільшення грошових доходів населення на одиницю (один млн грн.) приводить до збільшення роздрібного товарообороту на 0,302 одиниці (0,302 млн грн.). Отже, близько 70 % доходів населення йде на заощадження та придбання товарів не через торгову мережу підприємств. За період 2001–2010 рр. частка продажу споживчих товарів, вироблених на території України, через торгову мережу, що належить фізичним особам – підприємцям, та на ринках зросла з 25 до 35,6 % [10, с. 287]. Еластичність для лінійної моделі становить 1,12 (%) та 1,04 (%) – для степеневі.

У табл. 5 та рис. 4 зображено кореляційну функцію, яка має два максимуми на $\tau = 1$ і $\tau = 4$. Перший пік слід віднести до покупок, на які населення відкладає свої річні доходи. Це можуть бути товари не надто високої для споживача вартості. Другий пік через чотири роки свідчить про відкладання коштів (доходів) на придбання суттєвих для споживача покупок.

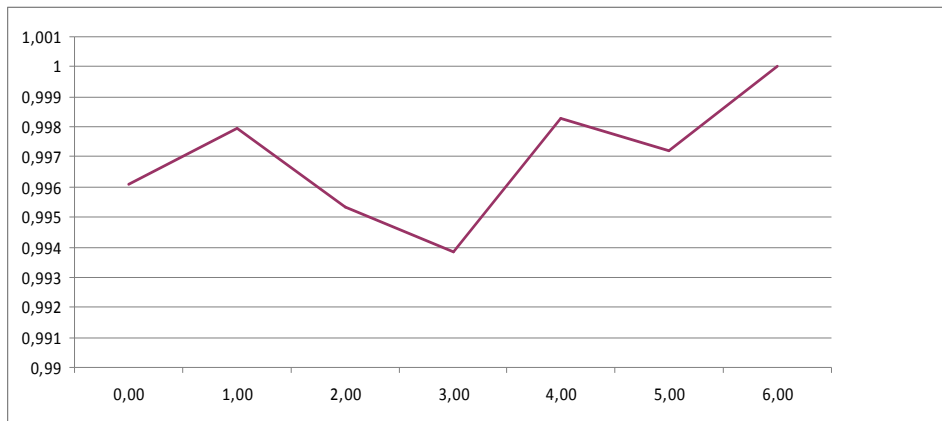
Таблиця 5

Розрахована величина взаємної кореляційної функції $r(\tau)$ для грошових доходів населення

τ	0	1	2	3	4	5	6
r_τ	0,996082051	0,997979326	0,99531329	0,993817404	0,998295283	0,997205432	1

Рисунок 4

Корелограма взаємної кореляційної функції, побудована для часового ряду (грошові доходи населення)



4. *Моделі залежності витрат на придбання товарів і послуг* (табл. 2, IV а–в). Як видно з лінійної моделі для даних 2001–2007 рр. (IV а), збільшення витрат на придбання товарів і послуг на одиницю (1 млн грн.) приводить до збільшення роздрібного товарообороту на 0,353 одиниці (млн грн.), тобто приблизно 65 % витрат на придбання товарів і послуг проходить не через торгову мережу підприємств. Параметр лінійної моделі a_1 , на основі якого було зроблено такий висновок, є значущим для високих рівнів довіри β , оскільки для залишкової дисперсії $S_U^2 = 64068059,25$ і стандартної похибки $S_{a_1} = 0,022$, емпіричне значення $t_{a_1} = 16,08$. Значення параметру a_0 не є достовірним для високих значень β , але він не впливає на даний висновок.

5. *Ефективність вкладень продукції промисловості в роздрібний товарооборот* (табл. 2, V а–д). Згідно з джерелом [10, с. 105], обсяг реалізації промислової продукції (робіт, послуг) визначається за ціною продажу відвантаженої за межі підприємства готової продукції (виконаних робіт, послуг), що зазначено в оформлених як підстава для розрахунків із покупцями (замовниками) документах (включаючи продукцію (роботи, послуги) за бартерним контрактом), за винятком непрямих податків (податку на додану вартість, акцизного збору тощо). Продукцію (роботи, послуги) визнають реалізованою після оформлення документів, незалежно від надходження платежів за неї.

Аналогічно до попередніх пунктів дослідимо детальніше лінійну модель залежності обсягу роздрібного товарообороту від обсягу реалізованої продукції промисловості. Перевірка коректності застосування 1МНК показала, що:

а) $\sum_{t=1}^8 U_t \approx 0$, а отже, $M(U) = 0$; б) $\sum_{t=1}^8 X^T \cdot U = -0,000018 \approx 0$ – неза-

лежна змінна, не пов'язана з залишками; в) емпіричне значення критерію Дарбіна–Уотсона – $DW_{емп} = 1,13$. Для $n = 8$ і заданого рівня довіри $\beta = 0,95$ його нижня критична межа $DW_1 = 0,76$, верхня критична межа $DW_2 = 1,33$, й оскільки $DW_1 < DW_{емп} < DW_2$, то ніяких висновків про автокореляцію залишків зробити не можна. Для $\beta = 0,99$ – $DW_2 = 1,00$, оскільки, $DW_{емп} > DW_2$ – автокореляція залишків відсутня для високих ступенів довіри результатам. Дослідження моделі на гетероскедастичність параметричним тестом Гольдфельда–Квандта показало, що $R_{емп}^* = 19,28$. Оскільки $R_{емп}^* < F_{кр}$, то можна стверджувати, що вибірка гомоскедастична для $\beta = 0,95$, для $\beta = 0,99$ – вибірка гетероскедастична.

Згідно з лінійною моделлю, зростання реалізованої промислової продукції на одиницю приводило до зростання роздрібного товарообороту на 0,302 одиниці. Еластичність роздрібного товарообороту щодо реалізованої

продукції становить 1,35–1,36 (%), що вказує на нагромаджувальний характер процесу.

Оскільки виникають сумніви щодо причин можливого виникнення автокореляції залишків, а відповідно, й адекватності побудованої лінійної моделі 1МНК, розрахуємо значення взаємної кореляційної функції $r(\tau)$ згідно з формулою (5).

Розраховану величину $r(\tau)$ при різних значеннях τ наведено в табл. 6 і зображено на рис. 5.

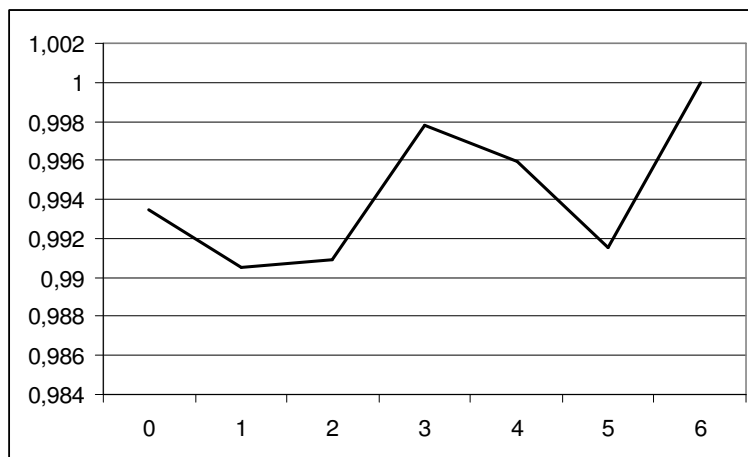
Таблиця 6

Розрахована величина взаємної кореляційної функції $r(\tau)$ для обсягу реалізованої промислової продукції

τ	0	1	2	3	4	5	6
r_τ	0,993502576	0,990536251	0,9909311302	0,997843411	0,995910703	0,991535138	1

Рисунок 5

Корелограма взаємної кореляційної функції, побудована для часового ряду (реалізована промислова продукція)



Як видно з рис. 5 і табл. 6, найбільшого значення взаємна кореляційна функція $r_\tau = 0,99808035$ набуває при $\tau = 3$, тобто через три роки від початку реалізації промислової продукції слід очікувати максимального зростання роздрібного товарообороту. Цей лаг співпадає з лагом у три роки, на якому спостерігається максимальне зростання обсягу реалізованої промислової продукції від початку інвестування у неї [5, с. 135–136]. Динамічна модель розподіленого лага в такому випадку записуватиметься так:

$$\hat{Y}_t = a_0 + a_1 X_{t-3},$$

де \hat{Y}_t – обсяг роздрібного товарообороту в період t ; X_{t-3} – обсяг реалізованої продукції промисловості в період $t-3$.

Оцінка параметрів моделі здійснювалась 1МНК. При цьому приймалась гіпотеза – залишки неавтокорельовані, нормально розподілені. Оскільки найбільший лаг $\tau = 3$, то початкові дані було скорочено на три спостереження, причому в часовому ряді обсягу реалізованої продукції було відкинуто перші три спостереження, а в часовому ряді інвестицій – три останні. Модель розподіленого лагу має вигляд:

$$\hat{Y}_t = -55127,41 + 0,62 \cdot X_{t-3}, R^2 = 0,9718,$$

тобто на 97 % варіація обсягу роздрібного товарообороту пояснюється варіацією обсягів реалізованої продукції промисловості. Зростання обсягів реалізованої промислової продукції на одиницю в поточному році приводило до зростання роздрібного товарообороту на 0,62 одиниць через три роки після нього, що в 2 рази більше, ніж у моделі без лага. Оскільки $DW_{емп} = 2,77 > 2$, то для перевірки гіпотези про від'ємну автокореляцію слід узяти величину $DW_{емп} = 1,23$ ($4 - 2,77 = 1,23$), порівняння якої з табличною $DW_2 = 1,142$ для високого ступеня довіри $\beta = 0,99$ вказує на відсутність автокореляції залишків. Перевірка значущості параметрів моделі згідно з t -критерієм показала, що оцінки її параметрів достовірні на високому рівні довіри, не зміщено й у моделі відсутня автокореляція залишків.

Якщо в економетричній моделі є лагові пояснювальні змінні, то в правій частині моделі серед таких змінних з'являється лагова залежна змінна $Y_{t-\tau}$. З її появою стають стохастичними пояснювальні змінні моделі. До появи в правій частині моделі лагових значень залежної змінної приводять і деякі інші моделі, які застосовують за відсутності повного уявлення про об'єкт і його інерційність. У цьому випадку застосовують метод інструментальних змінних, який використовують для оцінювання параметрів моделі з випадковими пояснюючими змінними [6, с. 221, 232–242; 7, с. 137–140]. Вектор \bar{A} оцінок структурних параметрів визначають за формулою:

$$\bar{A} = (Z^T X)^{-1} Z^T \bar{Y} \quad (7)$$

Дисперсію залишків розраховують за формулою:

$$S_u^2 = \frac{1}{n-k-1} U^T U, \quad (8)$$

а матриця дисперсії та коваріації оцінок структурних параметрів має форму:

$$D^2(\bar{A}) = S_u^2 (Z^T X)^{-1} (Z^T Z) (Z^T X)^{-1}. \quad (9)$$

Оцінимо із застосуванням методу інструментальних змінних параметри моделі $Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 X_t$. Для цього введемо такі інструментальні змінні Z_1 і Z_2 , що $Z_1 = X_{t-1}$, $Z_2 = X_t$.

Побудуємо вектор \bar{Y} спостережень залежної змінної Y_t , матрицю X спостережень пояснювальних змінних Y_{t-1} і X_t , а також матрицю Z спостережень інструментальних змінних Z_1 і Z_2 :

$$\bar{Y} = \begin{bmatrix} y_2 \\ y_3 \\ \dots \\ y_n \end{bmatrix}, \quad X = \begin{bmatrix} 1 & y_1 & x_2 \\ 1 & y_2 & x_3 \\ \dots & \dots & \dots \\ 1 & y_{n-1} & x_n \end{bmatrix}, \quad Z = \begin{bmatrix} 1 & x_1 & x_2 \\ 1 & x_2 & x_3 \\ \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{n-1} & x_n \end{bmatrix}. \quad (10)$$

Модель має вигляд:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 X_t = -1177,88 + 1,62 Y_{t-1} - 0,04 X_t, \quad R^2 \approx 1,00.$$

Обчислене значення Дарбіна–Уотсона $DW_{емп} = 1,14$. Для $n = 7$, $k = 2$ (кількість змінних) і $\beta = 0,95$ $DW_1 = 0,467$, $DW_2 = 1,896$; для $\beta = 0,99$ $DW_1 = 0,294$, $DW_2 = 1,676$ і, оскільки, $DW_1 < DW_{емп} < DW_2$, то ніяких висновків про автокореляцію зробити не можна.

Оскільки для $S_u^2 = 25197617,9$, $S_{a_1} = 0,00016391$, $S_{a_2} = 5,63149 \cdot 10^{-5}$, $t_{a_1} = 10000$, $t_{a_2} = 711$, тому, згідно з t -критерієм, значення параметрів a_1 і a_2 є суттєвими, значення параметра a_0 – несуттєве.

6. Залежність обсягів роздрібного товарообороту від обсягів продукції сільського господарства та мисливства має вигляд, представлений у табл. 2 VI а–в.

Дослідимо лінійну економетричну модель, яка має вигляд $Y_t = -121316 + 2,483 X_t$, $R^2 = 0,957$.

Обчислений коефіцієнт Дарбіна–Уотсона $DW_{емп} = 1,90$, верхня межа критерію $DW_2 = 1,332$ для $\beta = 0,95$ і $DW_2 = 1,003$ для $\beta = 0,99$. Оскільки $DW_{емп} > DW_2$, то автокореляція відсутня для високих ступенів довіри результатам.

Дослідження моделі на гетероскедастичність показало, що $R^* = 6,11$. Для $\beta = 0,95$ $F_{крит} = 161$ і, оскільки $R^* < F_{крит}$, то гетероскедастичність відсутня. Для $\beta = 0,99$ $F_{крит}^* = 4,052$ і, оскільки $R^* > F_{крит}^*$, то гетероскедастичність присутня.

За лінійною моделлю *Vla*, збільшення обсягів продукції сільського господарства та мисливства на одиницю приводило до збільшення роздрібного товарообороту на 2,48 одиниць. Це приблизно у 8 раз більше, ніж для продукції промисловості. Еластичність роздрібного товарообороту відносно обсягів продукції сільського господарства та мисливства становить 2,15 % для лінійної моделі та є більшою, ніж еластичність роздрібного товарообороту відносно обсягів реалізованої промислової продукції.

У табл. 7 і на рис. 6 подано кореляційну функцію, яка показує, що між виробництвом сільськогосподарської продукції та її реалізацією в роздрібній торгівлі немає зміщення. Отже, уся сільськогосподарська продукція реалізується в роздрібній торгівлі в поточному році.

Застосування методу інструментальних змінних привело до моделі:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_2 X_t = -9453,67 + 1,39 Y_{t-1} + 0,07 X_t, R^2 = 0,9988.$$

Згідно з моделлю, $S_u^2 = 10438463$, $S_{a_1} = 4,83228 \cdot 10^{-5}$, $S_{a_2} = 6,5314 \cdot 10^{-5}$, емпіричні значення t -критерію дорівнюють $t_{a_1} = 28778$, $t_{a_2} = 1072$.

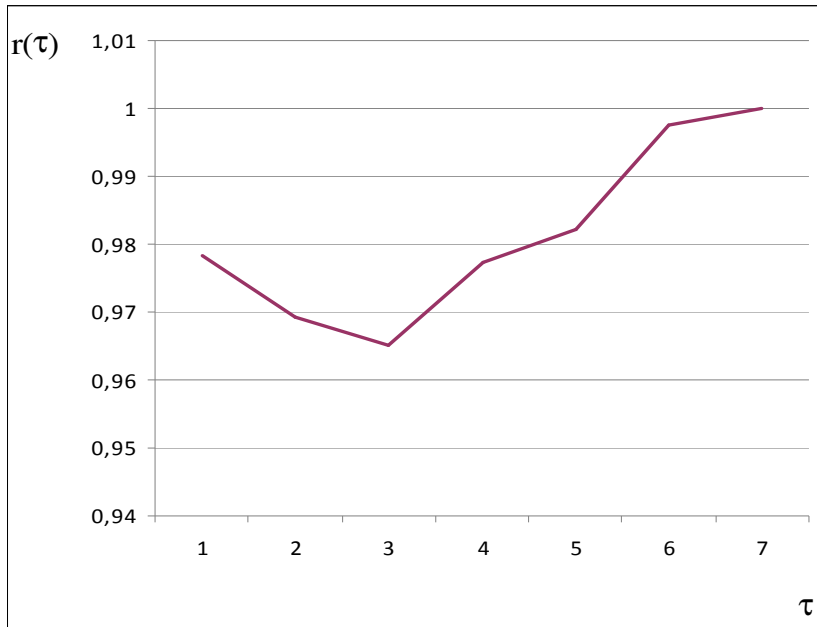
Таблиця 7

Розрахована величина взаємної кореляційної функції $r(\tau)$ для обсягу продукції сільського господарства та мисливства

τ	0	1	2	3	4	5	6
r_τ	0,978173181	0,969158812	0,965195801	0,977339734	0,982106507	0,997556017	1

Рисунок 6

Корелограма взаємної кореляційної функції, побудована для часового ряду (продукція сільського господарства та мисливства)



Отже, згідно з t -критерієм Ст'юдента, параметри моделі a_1 і a_2 є достовірними з високим ступенем довіри. Параметр a_0 недостовірний.

Висновки. Побудовано моделі залежності роздрібного товарообороту від інвестицій, вкладених у нього, середньомісячної номінальної зарплати, грошових доходів населення, продукції промисловості та сільського господарства та на їх основі обчислено й обґрунтовано ефективність впливу цих економічних чинників на роздрібний товарооборот. Показано, що в 2009 році в Україні почалися кризові явища, хоч у 2010 році з'являються деякі позитивні тенденції до зростання. Побудовані економетричні моделі дають змогу спрогнозувати роздрібний товарооборот в умовах стабільного розвитку економіки з метою прийняття заходів державної політики.

Література

1. Економіко–математичне моделювання: навчальний посібник/ [Текст] / За ред. О. Т. Івашука. – Тернопіль: Економічна думка, 2008. – 701 с.
2. Кармелюк Г. І. Економетричні моделі залежності валового внутрішнього продукту від роздрібного товарообороту [Текст] / Г. І. Кармелюк // Наукові записки: збірник наукових праць кафедри економічного аналізу. Випуск 5. – Тернопіль: Економічна думка, 2010. – С. 107–110.
3. Кармелюк Г. І. Економетричні дослідження інвестицій в основний капітал в докризовий період в Україні. [Текст] / Г. І. Кармелюк // Фінансова система України: збірник наукових праць. – Острого: Видавництво Національного університету «Острозька академія», 2011. Випуск 17. – С. 473–479.
4. Кармелюк Г. І. Економетричні дослідження інвестицій в основні галузі народного господарства України в докризовий період. [Текст] / Г. І. Кармелюк // Галицький економічний вісник. Науковий журнал. – Тернопіль. – 2011. – № 3 (32). – С. 50–56.
5. Кармелюк Г. І. Дослідження ефективності інвестицій в промисловість [Текст]/ Г. І. Кармелюк // Вісник ТНЕУ. – 2012. – № 2. – С. 130–136.
6. Наконечний С. І. Економетрія [Текст] / С. І. Наконечний, Т. О. Терещенко, Т. П. Романюк // Підручник. – Вид. 2-ге, допов. та перероблене. – К.: КНЕУ, 2000. – 296 с.
7. Новак Е. Введение в методы эконометрики: сборник задач [Текст] / Едвард Новак; пер. с польск; под ред. И. И. Елисеевой. – М.: Финансы и статистика, 2004. – 248 с.
8. Основні показники економічного та соціального стану України за 1991 – 2001 та 2002–2007 роки [Текст] / Національний банк України // Бюлетень НБУ. – 2007. – №9. – С. 68, 72.
9. Основні показники економічного розвитку [Текст] / Національний банк України // Бюлетень НБУ. – 2012. – № 1. – С. 46.
10. Статистичний щорічник України за 2010 рік [Текст] / Держ. ком. статистики України; відп. за вип. О. Г. Осауленко. – К.: Август Трейд, 2011. – 559 с.

Стаття надійшла до редакції 20 липня 2012 р.