

ПАСІЧНИК

Ірина Володимирівна

УДК 336

ГАЛУШКО

Юлія Петрівна



Заступник директора з навчально-виховної роботи Харківського інституту банківської справи Університету банківської справи Національного банку України
кандидат економічних наук,
доцент

МЕХАНІЗМ РЕАЛІЗАЦІЇ РЕЖИМУ ТАРГЕТУВАННЯ ІНФЛЯЦІЇ ЯК СПОСІБ СТАБІЛІЗАЦІЇ ТА ПЕРЕХОДУ ДО ЕКОНОМІЧНОЇ СТАБІЛЬНОСТІ

MECHANISM OF REALIZATION OF INFLATION TARGETING REGIME AS A WAY TO STABILIZE AND MOVE TOWARD ECONOMIC STABILITY



аспірантка
Харківського інституту
банківської справи
Університету
банківської справи
Національного банку
України

У статті розраховано багатофакторну регресійну модель прогнозування індексу споживчих цін (ІСЦ) як основного індикатора інфляції в Україні. Використання отриманих результатів у подальших дослідженнях сприятиме підвищенню ефективності організаційних структур і результативності управління інфляційним процесом в країні.

В статье рассчитана многофакторная регрессионная модель прогнозирования индекса потребительских цен (ИПЦ) как основного индикатора инфляции в Украине. Использование полученных результатов в дальнейших исследованиях будет способствовать повышению эффективности организационных структур и результативности управления инфляционным процессом в стране.

The authors calculated multivariable regression model of predicting the consumer price index (CPI) as the main indicator of inflation in Ukraine. Using the results in future studies will increase the effectiveness of the organizational structures and effectiveness of control inflationary process in the country.

Ключові слова: Центральний банк, монетарна політика, інфляційне таргетування, індекс споживчих цін.

Ключевые слова: Центральний банк, монетарна політика, інфляційне таргетування, індекс споживчих цін.

Key words: The central bank, monetary policy, inflation targeting, the consumer price index.

ВСТУП

Зростання інфляційних процесів призводить до невизначеностей для інвестиційної діяльності, підвищених ризиків для фінансової системи, а також зниження темпів доходів населення. Таким чином, проблема забезпечення цінової стабільності є пріоритетною, оскільки досягнення стало економічного піднесення можливе лише за умови низького та стабільного рівня інфляції, тобто інфляції, яка є контрольованою та прогнозованою.

В умовах нестабільності функціонування світових фінансових ринків істотно зростає роль грошово-кредитної політики, яку проводять центральні банки. У більшості країн світу відбувається поступовий перехід до реалізації монетарного режиму, спрямованого на досягнення цінової стабільності, а саме інфляційного таргетування (ІТ).

Дослідженню теоретичних і практичних засад забезпечення цінової стабільності на основі застосування режиму таргетування інфляції присвячені праці таких вітчизняних дослідників: Макаренко М., Міщенко С., Петрик О., Питльована О., Семенова Ю., Стельмах В. та інших.

МЕТОЮ СТАТТІ є розробка моделі якісного прогнозу інфляції як однієї з найважливіших передумов її ефективного державного регулювання, що сприятиме підвищенню ефективності регулювання інфляційним процесом в Україні.

МЕТОДИ ДОСЛІДЖЕННЯ

Методологічною та інформаційною основою роботи є наукові праці, матеріали періодичних видань, ресурси Internet (зокрема дані Національного банку та Держкомстату України) та нормативно-правові акти. Для побудови моделі прогнозування індексу споживчих цін був використаний лінійний багатофакторний регресійний аналіз.

РЕЗУЛЬТАТИ

Високі та нестабільні темпи інфляції важко піддаються якісному прогнозуванню, про що свідчать постійні відхилення державних прогнозів від фактичних значень інфляції. Індекс споживчих цін (ІСЦ) як основний індикатор інфляції в Україні суттєво коливається та має тенденцію

до прискореного зростання. Так, з 2000 по 2011 рр. його значення змінювалося в діапазоні від 125,8% до 105,2%. [13] В європейських країнах цей показник не перевищує 103%. Це свідчить про низький рівень управління інфляційним процесом в Україні.

Усе це суттєво ускладнює планування та здійснення будь-якої господарської діяльності, підриває довіру суспільства до державної влади й викликає високі інфляційні очікування.

Наявність якісного прогнозу інфляції є однією з найважливіших передумов її ефективного державного регулювання. Проте задля досягнення встановлених інфляційних цілей виникає необхідність зміни ролі прогнозування інфляції з пасивної на активну, коли інструменти монетарної політики застосовуються у відповідь не на поточний, а на прогнозний через певний проміжок часу рівень інфляції. Тому інфляційний прогноз починає слугувати не тільки інформаційною базою, але й безпосереднім об'єктом державного регулювання.

З метою підвищення точності прогнозів інфляції в Україні була використана багатofакторна регресійна мо-

дель прогнозування індексу споживчих цін (ІСЦ), що має певні особливості поряд з існуючими у вітчизняній практиці, а саме включення в модель показників, вимірних у темпах приросту до відповідного періоду попереднього року, що дозволило розширити кількість аналізованих регресорів і виявити фактори інфляції, які впливають на збереження тенденції розвитку інфляційного процесу.

Для вивчення взаємозв'язку між індексом споживчих цін та основними макроекономічними показниками було сформовано вхідну базу даних, яка являє собою сукупність динамічних рядів статистичних показників за матеріалами Держкомстату України та Національного банку України за 1996–2011 роки. Цими показниками є:

- Y – індекс споживчих цін (ІСЦ);
- X_1 – індекс цін виробників (ІЦВ);
- X_2 – номінальні доходи населення (Үд);
- X_3 – реальний валовий внутрішній продукт (ВВП);
- X_4 – грошова маса (МЗ);
- X_5 – середньозважені відсоткові ставки на кредити в національній валюті (Ркр).

Сформуємо дані у вигляді табл. 1. [13, 14].

Таблиця 1

Регресори для моделі прогнозування темпу приросту споживчих цін (ІСЦ), у % до відповідного періоду попереднього року (складено авторами на основі [13, 14])

Період, роки	Y (ІСЦ), %	X_1 (ІЦВ), %	X_2 (ҮД), %	X_3 (ВВП), %	X_4 (МЗ), %	X_5 (РКР) %
1996	140,0	117	87,8	90,0	135	77,0
1997	110,0	105,0	102,7	97,0	134	49,1
1998	120,0	135,3	102,4	98,1	125	55,4
1999	119,2	115,7	99,3	99,8	141	53,6
2000	125,8	120,8	104,1	105,9	145	40,1
2001	106,1	100,9	110,0	109,2	142	31,9
2002	99,4	105,7	118,0	105,2	142	19,6
2003	108,2	111,1	109,0	109,6	147	17,7
2004	112,3	124,1	119,6	112,1	132	17,5
2005	110,3	1109,5	123,9	102,7	154	16,4
2006	111,6	114,1	111,8	107,3	151	15,4
2007	116,6	123,3	114,8	107,9	152	14,4
2008	122,3	123,0	107,6	102,3	130	17,8
2009	112,3	114,3	91,5	84,9	94	20,9
2010	109,1	106,9	111,8	104,9	114	14,6
2011	104,6	114,2	112,0	105,2	116	14,7

Для дослідження було використано лінійну багатофакторну модель, яка має такий вигляд [4]:

$$y = a_0 + a_1 \cdot x_1 + a_2 \cdot x_2 + \dots + a_m \cdot x_m + e, \quad (1)$$

де a_0, a_1, \dots, a_m – коефіцієнти (оцінки невідомих параметрів моделі),

e – випадкова змінна (залишок).

Коефіцієнт регресії $a_j, j=1, \dots, m$, показує, на яку величину в середньому зміниться результуюча ознака Y , якщо змінну $X_j, j=1, \dots, m$, змінити на одиницю виміру.

Більш наочно багатофакторна модель записується в матричному вигляді:

$$Y = X \cdot A + e \quad (2)$$

$$\text{де, } Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ \dots \\ y_n \end{pmatrix}, X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{1m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{n1} & \dots & x_{nm} \end{pmatrix}, A = \begin{pmatrix} a_0 \\ a_1 \\ \dots \\ a_m \end{pmatrix}, e = \begin{pmatrix} e_1 \\ \dots \\ e_n \end{pmatrix}$$

Оцінки невідомих параметрів моделі знаходяться за формулою:

$$A = (X' \cdot X)^{-1} \cdot X' \cdot Y \quad (3)$$

Спочатку потрібно перевірити незалежні змінні на наявність мультиколінеарності, тобто високої взаємної корельованості пояснювальних змінних X_1, \dots, X_m , для чого складається й аналізується кореляційна матриця.

Якщо коефіцієнт парної кореляції між двома незалежними змінними більший за 0,8, то прийнято вважати, що між цими змінними має місце мультиколінеарність (яку треба усувати або хоча б знижувати). З іншого боку, високий коефіцієнт парної кореляції між Y та окремими не-

залежними змінними свідчить про щільний зв'язок між ними, отже, потребує включення до моделі саме таких незалежних змінних.

Аналіз матриці коефіцієнтів парної кореляції показує, що залежна змінна Y має тісний зв'язок зі змінними X_1 (ІЦВ), X_5 (РКР), також спостерігається зв'язок із X_2 (Y_d), X_3 (ВВП), зв'язок із X_4 (M_3) є незначним; крім того високим є зв'язок між X_2 (Y_d), X_3 (ВВП).

Тому вважаємо за доцільне включення до моделі змінних X_1 (ІЦВ), X_3 (ВВП), X_5 (РКР).

Сформуємо дані для моделі прогнозування темпу приросту споживчих цін у відсотковому відношенні до відповідного періоду попереднього року в табл. 2.

Таблиця 2

Регресори для моделі прогнозування темпу приросту споживчих цін (ІЦЦ), у % до відповідного періоду попереднього року (складено авторами на основі [13, 14])

Період, роки	Y (ІЦЦ), %	X ₁ (ІЦВ), %	X ₃ (ВВП), %	X ₅ (РКР) %
1996	140,0	117	90,0	77,0
1997	110,0	105,0	97,0	49,1
1998	120,0	135,3	98,1	55,4
1999	119,2	115,7	99,8	53,6
2000	125,8	120,8	105,9	40,1
2001	106,1	100,9	109,2	31,9
2002	99,4	105,7	105,2	19,6
2003	108,2	111,1	109,6	17,7
2004	112,3	124,1	112,1	17,5
2005	110,3	1109,5	102,7	16,4
2006	111,6	114,1	107,3	15,4
2007	116,6	123,3	107,9	14,4
2008	122,3	123,0	102,3	17,8
2009	112,3	114,3	84,9	20,9
2010	109,1	106,9	104,9	14,6
2011	104,6	114,2	105,2	14,7

Для проведення регресійного аналізу скористалися інструментом Регресія (Аналіз даних в Excel), в результаті

чого отримано протокол виконання регресійного аналізу, який сформований у вигляді табл. 3.

Таблиця 3

*Регресійний аналіз
(розраховано авторами в Excel)*

Регресійна статистика					
Множинний R	0,812050109				
R-квадрат	0,659425379				
Нормований R-квадрат	0,566541391				
Стандартна помилка	6,421827721				
Спостереження	15				
Дисперсійний аналіз					
	df	SS	MS	F	Значимість F
Регресія	3	878,3414159	292,780472	7,099451645	0,006363745
Залишок	11	453,6385841	41,23987128		
Разом	14	1331,98			
	коефіцієнти	стандартна помилка	t-статистика	P-значення	
Y-перетин	66,61898625	35,90754565	1,855292113	0,09052851	
X ₁ (ЦВ)	0,482520418	0,192074612	2,51215095	0,028875806	
X ₃ (ВВП)	-0,150483867	0,269556583	-0,558264486	0,587846594	
X ₅ (R КР)	0,261867915	0,104658969	2,502106777	0,029396086	

За результатами регресійного аналізу маємо рівняння, яке є значущим в цілому (значимість F=0,006363745<0,05) і має значущі коефіцієнти (відповідні P-значення менші 0,05):

$$Y = 66,61898625 + 0,482520418 \cdot X_1 + 0,261867915 \cdot X_5 \quad (4)$$

Коефіцієнт детермінації R² = 0,659425, який є значущим, свідчить про те, ще біля 66% варіації залежної змінної Y враховано в моделі й зумовлено впливом факторів, які входять до моделі.

Зауважимо, що одним з основних припущень багатofакторного регресійного аналізу є відповідність ряду залишків нормальному закону розподілу, що можна перевірити, зокрема, наближеним методом, заснованим на обчисленні коефіцієнтів асиметрії As та ексцесу Ex для ряду залишків:

$$As = -0,2, Ex = 0,22.$$

Згідно з зазначеним методом, у зв'язку з виконанням нерівностей

$$0,595 = \left| Ex + \frac{6}{n+1} \right| < 1,5 \cdot \sqrt{\frac{24n \cdot (n-2) \cdot (n-3)}{(n+1)^2 \cdot (n+3) \cdot (n+5)}} = 1,171 \quad (5)$$

$$0,2 = |As| < 1,5 \cdot \sqrt{\frac{6(n-2)}{(n+1) \cdot (n+3)}} = 0,76 \quad (6)$$

де n – кількість спостережень, приймається гіпотеза про нормальний характер розподілу залишків.

Отже, отримана регресійна модель (4) є адекватною

та може бути використана для аналізу взаємозв'язку показників і для побудови прогнозних оцінок.

Зокрема, з рівняння (4) випливає, що при змінюванні

на одиницю фактора X_1 (ІЦВ) або фактора X_5 (R_{кр}), значення результуючого показника Y (ІСЦ) змінюються відповідно на 0,482520418 та на 0,261867915 одиниць.

Також, доцільно буде розрахувати коефіцієнти еластичності за формулою (7):

$$E_i = \frac{a_i \cdot x_i}{y} \quad (7)$$

Звідси,

$$E_1 = \frac{0,4825 \cdot 115,11}{114,8} = 0,4838 \quad (8)$$

$$E_2 = \frac{0,2619 \cdot 30,8}{114,8} = 0,0703 \quad (9)$$

Таким чином, згідно з отриманими коефіцієнтами еластичності слід зазначити, що при змінюванні X_1 (ІЦВ) на 1% індекс споживчих цін (ІСЦ) змінюється на 0,4838%, а при змінюванні X_5 (R_{кр}) на 1% ІСЦ змінюється на 0,0703%.

Отже, розрахована багатofакторна регресійна модель прогнозування ІСЦ є адекватною, коефіцієнти в моделі (4) становлять, відповідно, 0,4825 та 0,2618, які є значущими, і це доводить об'єктивність моделі. Крім того, ймовірність точності отриманих результатів, які розраховані за допомогою даної моделі є високою (коефіцієнт детермінації наближається до одиниці та становить 0,66).

Також було встановлено, що зміна фактора X_1 (ІЦВ) або фактора X_5 (R_{кр}) призведе до зміни результуючого показника Y (ІСЦ) на 0,48 та 0,26 одиниць відповідно. А розглядаючи коефіцієнти еластичності було встановлено, що зміна факторів X_1 (ІЦВ) і X_5 (R_{кр}) на 1% буде призводити до зміни ІСЦ (результуючого показника), відповідно, на 0,48% або на 0,07%.

ВИСНОВКИ

За цільовий орієнтир у цьому дослідженні було взято ІСЦ, який є показником зміни в часі цін і тарифів на товари та послуги, які купує населення для невиробничого споживання. Розрахунок індексу споживчих цін проводиться на базі даних про зміни цін, одержаних шляхом щомісячної реєстрації цін і тарифів на споживчому ринку та даних про структуру споживчих грошових витрат усього населення, отриманих за даними вибіркового обстеження умов життя домогосподарств.

Зручність використання ІСЦ полягає насамперед у використанні досить великої кількості товарів (Державний комітет статистики України використовує споживчий кошик із 296 компонентів) та висока частота оновлення даних статистичними органами (зазвичай, місяць).

Особливістю запропонованої моделі є те, що вона враховує вплив тих факторів, які найменше піддаються тимчасовим і сезонним коливанням і тому визначають тенденцію розвитку інфляційного процесу. Такий вибір дозволив зосередити більшу увагу на контрольованих державою факторах із метою підвищення управлінських якостей такої моделі. Таким чином, це дасть змогу підвищити точність прогнозів інфляції в Україні.

Література:

1. Конституція України: Прийнята на п'ятій сесії Верховної Ради України 28.06.1996 р. // www.rada.kiev.ua
2. Закон України «Про Національний банк України» від 20.05.1999 № 679 XIV (зі змінами і доповненнями) // www.rada.kiev.ua
3. Закон України «Про банки і банківську діяльність» від 07.12.2000 № 2121 III (зі змінами і доповненнями) // www.rada.kiev.ua
4. Лук'яненко І.Г. Економетрика: Підручник. / І.Г. Лук'яненко, Л.І. Краснікова. – К.: Товариство «Знання», КОО, 1998. – 494 с.
5. Макаренко М.І. Стратегія інфляційного таргетування в грошово-кредитній політиці держави [Текст]: Монографія / М.І. Макаренко, І.І. Д'яконова та ін. – Суми: ДВНЗ «УАБС НБУ», 2008. – 108 с.
6. Петрик О.І. Шлях до цінової стабільності: світовий досвід і перспективи для України [Текст]: монографія / О.І. Петрик; відп. ред. акад. НАНУ В.М. Геєць. – К.: УБС НБУ. – 2008. – 36 с.
7. Стельмах В.С. Монетарна політика Національного банку України: сучасний стан та перспективи змін: Монографія. – Центр Наукових досліджень Національного банку України, УБС НБУ, 2009. – 404 с.
8. Міщенко С. Удосконалення монетарної політики та регулювання фінансових систем. // Вісник НБУ. – 2011. – № 5. – С. 21–27.
9. Науменкова С., Міщенко С. Нові тенденції у монетарній політиці та діяльності центральних банків у посткризовий період // Фінанси та кредит. – 2010. – № 40 (424). – С. 23–29.
10. Петрик О.І. Цілі та основні режими сучасної монетарної політики / О.І. Петрик // Вісник Національного банку України. – 2006. – № 6. – С. 6–13.
11. Питльована О. Інфляційне таргетування: практичні аспекти / О. Питльована // Вісник Львів УН-ТУ, 2008. Вип. 24. – С. 309–320.
12. Семенова Ю. Таргетування інфляції: світовий досвід та можливості застосування в Україні / Ю. Семенова // Збірник наукових праць. Вип. 1. (80) / наук. ред. І.К. Бондар. – К., 2008. – 169 с.
13. Дані офіційного сайту Національного банку України [Електронний ресурс]. – Режим доступу: www.bank.gov.ua
14. Офіційний сайт Державного комітету статистики України [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://www.ukrstat.gov.ua>