

Використані джерела:

1. Закон України «Про банки і банківську діяльність» від 07.12.2000 № 2121-III.
2. Закон України «Про цінні папери та фондовий ринок» // Відомості Верховної Ради України. -2006. - № 3480-IV.
3. Афоніна Є. В. Місце банків на ринку боргових цінних паперів. Інвестиції: практика та досвід, 2010, 24: 66-69.
4. Каралюс О. М. Облігації підприємств: їх суть та класифікація. проблеми і перспективи розвитку бухгалтерського обліку, аналізу і контролю діяльності підприємств в умовах глобалізаційних трансформацій, 2013, 254.
5. Кльоба Л. Г. Банківська інвестиційна діяльність на ринку цінних паперів. Економіка та держава, 2016, 6: 20-24.
6. Петренко І. П. Видова систематизація боргових цінних паперів. ДВНЗ «Київський національний економічний університет імені Вадима Гетьмана». URL: <https://sworld.education/simpoz7/13.pdf>.
7. Череп А. В., Андросова О. Ф. "Банківські операції: Навч. посібник." К.: Кондор. 2008, 410 с.

Насаченко М. Ю.
Аспірантка 3 р. н., НаУКМА

ОЦІНЮВАННЯ РЕЖИМІВ ВОЛАТИЛЬНОСТІ ІНФЛЯЦІЙНИХ ОЧІКУВАНЬ В УКРАЇНІ ЗА ДОПОМОГОЮ МАРКІВСЬКОЇ МОДЕЛІ З ПЕРЕМИКАЧАМИ

Цінова стабільність є пріоритетною ціллю для більшості центральних банків світу, оскільки з одного боку, висока та волатильна інфляція спричиняє зниження доходів та зумовлює знецінення заощаджень населення, з іншого – цінова волатильність посилює невизначеність на ринку, що негативно впливає на ділову активність та прийняття управлінських рішень. Протягом останніх декад з метою підтримки цінової стабільності, велика кількість країн що розвиваються перейшли від режиму фіксованого обмінного курсу до забезпечення низької та стабільної інфляції у межах 2-5% на рік. Перехід до іншого монетарного режиму змінив силу дії каналів монетарної трансмісії, зокрема більш значимими за таргетування інфляції є канал процентних ставок та інфляційних очікувань.

У грудні 2016 р. у зв'язку з недостатністю міжнародних резервів для підтримки фіксованого обмінного курсу Національний банк України (НБУ) запровадив інфляційне таргетування з метою подолання наслідків кризи, а саме приборкання стрімкого зростання цін. За ІТ управління обліковою ставкою як основним інструментом монетарної політики здійснюється базуючись на оцінці майбутньої інфляції. Облікова ставка слугує орієнтиром для ринку при ухваленні управлінських рішень щодо структури споживання та заощаджень, а отже судження економічних агентів, розуміння ринком намірів та поточної політики НБУ

відображаються через показник інфляційних очікувань банків, домогосподарств, фінансових аналітиків, тощо. Дослідження інфляційних очікувань постає особливо актуальним, оскільки з одного боку очікування щодо майбутньої інфляції є індикатором сприйняття дій центрального банку, а з іншого – інтерпретації макроекономічної ситуації в країні загалом. Таким чином, враховуючи важливість підтримки цінової стабільності за допомогою інфляційного таргетування, дослідження сфокусоване на оцінці залежності інфляційних очікувань від зміни облікової ставки та інфляції за двох режимів – з високою та з низькою волатильністю.

Метою дослідження є емпірична оцінка факторів, що впливають на інфляційні очікування, а саме – інфляції та облікової ставки за двох режимів з застосуванням Марківських процесів з авторегресійною складовою.

Для моделювання та прогнозування інфляційних очікувань використовується велика кількість моделей, один з видів – моделі раннього попередження, які найчастіше використовують для передбачення фінансових, банківських та валютних криз. Дані моделі умовно можна поділити на 3 групи:

- сигналні моделі [6], що базуються на виявленні попереджувальних сигналів на основі відхилення змінних від «нормального» рівня;
- регресійні дерева [4], які формуються у результаті розрахунків, які визначають найбільш релевантні пояснювальні змінні у формі дерева рішень;
- дискретні моделі [2], що передбачають перетворення змінних у ймовірності дефолту;
- Марківські моделі [5, 7], які оцінюють поведінку часових рядів за різних режимів, а також дозволяють розрахувати ймовірності переходу з одного режиму в інший

Марківські моделі з перемикачами є одним з підвидів дискретних моделей, вперше запропоновані Склове у 1983 р. [8], де ланцюг Маркова передбачав випадкову зміну режиму:

$$Y_t - \mu_{S_t} = \delta_1(Y_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}) + \dots + \delta_p(Y_{t-p} - \mu_{S_{t-p}}) + \varepsilon_t,$$

де $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$

Розширену форму простої структури, де поточний стан за припущенням залежить від попереднього досліджено Гамільтоном (1989), розроблена ним модель для ВВП слугує класичним прикладом моделі з постійними ймовірностями переходу [5]. Водночас застосування логістичних параметризованих ймовірностей, що змінюються з часом також можливе, що було доведено на прикладі моделі з двома станами у 1994 р. у дослідженні Дієболда, Лі та Вайнбаха [3].

Перехід у 2016 р. НБУ від фіксації обмінного курсу до таргетування інфляції актуалізує оцінювання моделі для двох режимів, аби проаналізувати динаміку інфляційних очікувань за різних типів монетарної політики протягом січня 2013 –

листопада 2019 р. Поточні інфляційні очікування залежать від значення індексу споживчих цін, облікової ставки з лагом у два періоди, індексу реальної заробітної плати, а також інфляційних очікувань у минулому періоді. Офіційні дані щодо індексу споживчих цін впливають на формування суджень про подальший інфляційний розвиток, крім того економічні агенти беруть до уваги власні попередні оцінки, що враховано в моделі як авторегресійна складова, яка є спільною для обох режимів. Результати оцінювання Марківської моделі наведені у Таблиці 1.

Таблиця 1. Оцінені рівняння Марківської моделі з двома режимами

№	Специфікація рівнянь	D-W stat.
1	$Infl_exp_t = 9,1\alpha_t + 0,87infl_exp_{t-1} + 0,12Inflation_t - 0,45D(KPR_{t-2}) + 0,07D(IRW_{t-2})$ <p style="text-align: center;"> <i>(9005,5)</i> <i>(6615,9)</i> <i>(1067,0)</i> <i>(-188,6)</i> <i>(563,7)</i> </p> <p><i>LOG(SIGMA)=0.25</i></p>	2,16
2	$Infl_exp_t = 8,8\alpha_t + 0,87infl_exp_{t-1} + 0,25Inflation_t + 0,16D(KPR_{t-2}) + 0,16D(IRW_{t-2})$ <p style="text-align: center;"> <i>(10395,4)</i> <i>(6615,9)</i> <i>(1630,7)</i> <i>(629,6)</i> <i>(1089,6)</i> </p> <p><i>LOG(SIGMA)=-7.18</i></p>	

Джерело: розрахунки автора у програмному пакеті EViews 10

де $Infl_exp_t$ – інфляційні очікування на 12 місяців вперед, у %; $Inflation_t$ – індекс споживчих цін до відповідного місяця попереднього року, у %; KPR_t – облікова ставка, у п.п.; IRW_t – індекс реальної заробітної плати; D – перші різниці; z-statistic в дужках; $SIGMA$ – стандартне відхилення.

Зростання інфляції у поточному періоді на 1% зумовлює більш песимістичні інфляційні очікування, а саме їх зростання як за першого, так і другого режиму на 0,12% та 0,25% відповідно. Іншим важливим компонентом визначення інфляційних очікувань є рівень облікової ставки, оскільки судження про майбутні ціни формуються також під впливом типу монетарної політики (пом'якшення монетарних умов або навпаки проведення жорсткої монетарної політики). Використання в моделі 2-го лагу, тобто облікової ставки позаминулого місяця обумовлене тим, що за даними НБУ облікова ставка повною мірою впливає на інфляцію лише через 9-18 місяців, відповідно на інфляційних очікуваннях зміна ключової ставки позначається з меншим лагом. До того ж, режим інфляційного таргетування імплементували фактично у 2016-му році, а вибірка даних взята з 2013-го, відповідно канал очікувань був більш слабким за попереднього монетарного режиму, тому лаг біля даної змінної у моделі відрізняється від теоретичних припущень, що актуальні лише за інфляційного таргетування.

Підвищення облікової ставки на 1 п.п. за першого режиму сприяє зниженню інфляційних очікувань на 0,45%, а за другого їх підвищенню на 0,16%.

Індекс реальної заробітної плати слугує індикатором макроекономічних умов в країні, котрі також варто брати до уваги при прогнозуванні цін. Зростання індексу на один пункт призводить до підвищення інфляційних очікувань на 0,07% за першого режиму та 0,16% за другого. Зважаючи на минулі кризові явища, економічні агенти схильні пов'язувати підвищення оплати праці з подальшим зростанням цін.

Наведене у Таблиці 1 значення LOG(SIGMA) – це логарифмоване стандартне відхилення, відповідно, дисперсія, для рівняння 1 становить 1,28 (високоволатильний режим), а для рівняння 2 – 0,00076 (низьковолатильний режим). Марківська модель з перемикачами дозволяє оцінити ймовірності переходу від одного режиму (стану) до іншого. Ймовірність залишитися у першому режимі становить 91%, а перейти до другого – 9%. Залишитись у другому режимі можна з значно меншою ймовірністю, ніж у першому – 33%, водночас ймовірність перейти від другого до першого режиму – 66%. Отже, на основі отриманих оцінок визначено, що система перебуватиме у першому режимі з більшою ймовірністю.

Таким чином, Марківські моделі з перемикачами є одним з потужних підходів до моделювання монетарних явищ, зокрема уможлиблює дослідження чутливості інфляційних очікувань до зміни облікової ставки та інфляції за низьковолатильного та високоволатильного режимів. Загалом, оцінювання показало, що інфляційним очікуванням в Україні більш характерна значна волатильність на всьому часовому проміжку за рахунок економічної нестабільності, криз та структурних перетворень.

Використані джерела:

1. Офіційний сайт Національного банку України. URL: <http://www.bank.gov.ua>
2. Bussière M. Towards a new early warning system of financial crises // Working paper series, European Central Bank, 2002, 145 p. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp145.pdf>
3. Diebold F. Regime switching with time-varying transition probabilities // Oxford University Press, 1994, PP. 283-303.
4. Frankel, J. Managing macroeconomic crises // NBER Working Paper, 2004, № 10907, 66 p. URL: https://www.researchgate.net/publication/5185587_Managing_Macroeconomic_Crises
5. Hamilton J. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle // Econometrica, 1989, №57, PP. 357–384.
6. Kaminsky G. Leading indicators of currency crises // IMF Staff Papers, 1998, №45, PP.1–48.
7. Olishevych M., Lukianenko I. European unemployment nonlinear dynamics over the business cycles: Markov switching approach // Global Business and Economics Review, 2020, Vol.22, №4, PP.375-401.
8. Sclove L. Time-Series Segmentation: A Model and a Method / L. Sclove // Information Science, 1983, №29, PP. 7-25.