

Адаптивні моделі у прогнозуванні асигнувань для збройних сил України

У статті досліджено можливість застосування адаптивних моделей для складання прогнозу виділення асигнувань для потреб Збройних Сил України за умов швидких змін. Наведено приклад застосування комбінованого прогнозу для аналізу затверджених прогнозних показників видатків із загального фонду державного бюджету на потреби Збройних Сил України із використанням моделі Брауна.

Ключові слова адаптивні моделі прогнозування, модель Брауна, асигнування на потреби Збройних Сил України, державне прогнозування видатків.

This article deals with availability of adaptive model to base the forecast of appropriate procedure for the needs of the Armed Forces of Ukraine when external conditions are changing rapidly. An example of the combined forecast for the analysis of approved prognostic indicators of expenditures from the general fund budget for the Armed Forces of Ukraine using Brown's model is given.

Keywords adaptive forecasting model, Brown's model, appropriations and needs of the Armed Forces of Ukraine, government expenditure forecasting.

Актуальність. У процесі реформування Збройних Сил України у період жорсткої економії фінансових ресурсів, однією із головних проблем є підвищення ефективності управління на всіх рівнях, прогнозування видатків бюджету за оптимальною програмно-цільовою структурою на потреби оборони [1].

У зв'язку з цим для прогнозування таких складних процесів необхідний гнучкий та сучасний статистичний інструментарій. На цей час одними з найбільш перспективних при дослідженні та прогнозуванні одновимірних часових рядів є адаптивні методи. До однієї з важливих галузей застосування адаптивних методів у сфері фінансів можна віднести прогнозування доходів і видатків бюджету. У зв'язку з цим необхідно розглянути застосування адаптивних методів як найбільш адекватних моделей для прогнозування динаміки видатків бюджету на потреби Збройних Сил України. При цьому необхідно, щоб враховувалися лише ті тенденції, які ще не застаріли й дотепер впливають на досліджуваний процес.

У сучасній економічній літературі стаціонарні процеси визначаються як інваріантні відносно часу. Але якщо час у таких процесах є фактором, що відображає незворотні зміни у об'єктах, що розвиваються не стаціонарно, то такі процеси ми назвемо незворотними. Якщо для об'єктів, що розвиваються незворотньо, створити умови у яких вони вже перебували доволі тривалий час у минулому, такі об'єкти будуть вести себе інакше, ніж перед тим, і показники, що відображають цю поведінку, будуть відрізнятися від тих, що були перед тим. При цьому можна висловитись, що за використання даних більш тривалого періоду часу, тим сильніше будуть відрізнятися поточні показники за даних умов від попередніх за таких самих умов.

Розглянемо наступний приклад: якщо зараз раптово всю структуру Збройних Сил України, разом з наявним особовим складом, будівлями і спорудами та ін. перенести у часі, наприклад у 1989 рік, то вони не будуть функціонувати так саме, як діяли в той час. За цей час відбулися незворотні процеси у всіх елементах системи –

змінилися як структура Збройних Сил України так і призначення її складових елементів. У той же час закони балістики у наш час працюють так саме, як і у 1989 році, траєкторія польоту кулі не змінилася у часі. Цей приклад демонструє головну різницю між незворотними та зворотними у часі процесами.

Для того, щоб визначити чи є ряд значень асигнувань з державного бюджету на потреби Міністерства оборони зворотнім чи ні, треба відповісти на питання: чи відбудеться підвищення точності прогнозованої моделі, якщо її параметри розрахувати на довгих статистичних даних. Наприклад, якщо проаналізувати виділення коштів на потреби оборони починаючи з 1954 року? Навряд чи. Зрозуміло, що чим подальше у минуле походять дані про стан фінансування збройних сил, тим вони є менш цінними для прогнозування цього показника. Отже, ряд значень асигнувань з державного бюджету на потреби Міністерства оборони є реалізацією незворотного процесу.

Таким чином під незворотними процесами будемо розуміти неоднорідні у часі процеси, характеристики яких змінюються на протязі часу, так як вони є варіантними відносно часових зрушень. Оскільки ці процеси змінюють кількісні та якісні характеристики, то вони можуть бути наведені як результат функціонування безперервної та незворотної системи, що змінюється, стан якої визначається поточними та деякими попередніми значеннями, причому чим далі у минуле походять ці дослідження за незворотним процесом, тим менше вони цінні для прогнозування.

Аналіз останніх досліджень. Екстраполяційними методами прогнозування займалися такі вчені, як В.В. Вітлінський[3], Ю.П. Лукашин[4], С.Г. Светуньков[5] та інші.

Невирішена раніше частина загальної проблеми.

Незважаючи на значні публікації з досліджуваних питань, теоретичні та емпіричні розробки щодо методів та моделей адаптивного прогнозування, на сьогоднішній день методичні аспекти прогнозування фінансових ресурсів для Збройних Сил України представляють собою актуальний напрямок наукового дослідження.

Метою статті є дослідження можливості застосування адаптивних моделей для складання прогнозу виділення фінансових ресурсів для потреб Збройних Сил України.

При короткостроковому прогнозуванні, а також при прогнозуванні у ситуації зміни зовнішніх умов, коли найбільш важливими є останні реалізації досліджуваного процесу найбільш ефективними виявляються адаптивні методи, що враховують нерівноцінність рівнів тимчасового ряду.

Адаптивні моделі прогнозування - це моделі дисконтованих даних, здатних швидко пристосовувати свою структуру й параметри до зміни умов. Інструментом прогнозу в адаптивних моделях, як і в кривих росту, є математична модель із єдиним фактором «час».

Головна перевага прогнозованої моделі, заснованої на експоненційній середній, полягає у тому, що вона здатна послідовно адаптуватися до нового рівня процесу без значного реагування на раптові відхилення.

Загальна схема побудови адаптивних моделей може бути представлена у такий спосіб. По декільком першим рівням ряду оцінюються значення параметрів моделі. По наявній моделі будується прогноз на один крок вперед, причому його відхилення від фактичних рівнів ряду розцінюється як помилка прогнозування, яка враховується відповідно до прийнятої схеми коректування моделі. Далі

по моделі зі скоректованими параметрами розраховується прогнозна оцінка на наступний момент часу і т.д. Таким чином, модель постійно «убирає» нову інформацію й до кінця періоду навчання відображає тенденцію розвитку процесу, що існує в цей момент.

У практиці статистичного прогнозування найбільш часто використовуються дві базові КС моделі – Брауна і Хольта[6], які належать до схеми ковзаючої середньої, та модель авторегресії. Решта адаптивних методів (метод адаптивної фільтрації (МАФ), метод гармонійних ваг тощо) розрізняються за способом оцінювання параметрів моделі та визначенням параметрів адаптації базових моделей. Зазначені моделі представляють процес розвитку як лінійну тенденцію з постійно мінливими параметрами.

Для того, щоб застосовувати достатньо простий та ефективний механізм моделі Брауна для прогнозування рядів, що мають тенденцію росту були запропоновані наступні модифікації методу Брауна: метод Хольта, метод Хольта з модифікаціями Муїра, метод подвійного згладжування Брауна, метод адаптивного згладжування Брауна, метод Бокса-Дженкінса, метод Муїра, узагальнений адаптивно-згладжуючий метод Брауна та інші.

Модифікації методу Брауна, які досить поширені на практиці, дозволяють здійснювати задовільні прогнози для самих різних тенденцій. При цьому всі ці модифікації, як і сам метод Брауна розроблені виключно для задач прогнозування трендів, що змінюються під впливом рівномірно поточного часу показників.

Виклад основного матеріалу. Прогнозування по моделі Брауна асигнувань на потреби Збройних Сил України до 2023 р. здійснюється наступним чином.

Відомо, що за загальним фондом бюджету з Державного бюджету України у попередні роки на потреби Міністерства оборони України виділялися наступні обсяги коштів (млн. грн.):

Роки	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Обсяг	2398,3	3565,5	3694	4448,4	5503,9	5925,7
2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
5925,7	7557,6	8907,2	7428,5	9052,8	11594,4	10954,6

Вихідний часовий ряд містить 13 рівнів спостереження показника $Y(t)$.

Модель Брауна може відображати розвиток не тільки у вигляді лінійної тенденції, але також у вигляді випадкового процесу, що не має тенденції, а також у вигляді мінливої параболічної тенденції. Відповідно розрізняють моделі Брауна:

- нульового порядку, яка описує процеси, які не мають тенденцій розвитку. Вона має один параметр $A0$ (оцінка поточного рівня). Прогноз розвитку на k кроків уперед здійснюється згідно з формулою $Y(t+k) = A0$;

- першого порядку ($Y(t+k) = A0 + A1k$). Коефіцієнт $A0$ - значення, близьке до останнього рівня, і представляє як би закономірну складову цього рівня. Коефіцієнт $A1$ визначає приріст, що сформувався в основному до кінця періоду спостережень, та відображає швидкість росту на більш ранніх етапах;

- другого порядку, що відображає розвиток у вигляді парабольних тенденцій з мінливими «швидкістю» і «прискоренням». Вона має три параметри ($A2$ – оцінка

поточного приросту або «прискорення»). Прогноз реалізується за формулою:

$$Y(t+k) = A0 + A1k + A2kI \quad (1)$$

Розглянемо етапи побудови лінійної адаптивної моделі Брауна.

Етап 1. По тринадцятьом точкам тимчасового ряду оцінюються початкові значення $A0$ та $A1$, параметрів моделі за допомогою методу найменших квадратів (МНК) для лінійної апроксимації:

$$Yp(t) = A0 + A1t \quad (2)$$

Етап 2. З використанням параметрів $A0$ і $A1$ по моделі Брауна знаходимо прогноз на один крок ($k = 1$):

$$Yp(t, k) = A0(t) + A1(t)k \quad (3)$$

Етап 3. Розрахункове значення $Yp(t, k)$ економічного показника порівнюють із фактичним $Y(t)$ і обраховується величина їх розбіжності (помилки). При $k = 1$ маємо:

$$e(t+1) = Y(t+1) - Yp(t, 1) \quad (4)$$

Етап 4. Відповідно до цієї величини коректуються параметри моделі. У моделі Брауна модифікація здійснюється в такий спосіб:

$$A0(t) = A0(t-1) + A1(t-1) + (1 - \beta)I e(t) \quad (5)$$

$$A1(t) = A1(t-1) + (1 - \beta)I e(t);$$

де β – коефіцієнт дисконтування даних, що змінюється в межах від 0 до 1, який характеризує знецінення даних за одиницю часу, а також відображає ступінь довіри більш пізнім спостереженням. Оптимальне значення β знаходиться ітеративним шляхом, тобто багаторазовою побудовою моделі при різних β і вибором найкращої, або по формулі:

$$\beta = N - 3 / N - 1,$$

де N – довжина тимчасового ряду. $e(t)$ – помилка прогнозування рівня $Y(t)$, обчислена в момент часу $(t - 1)$ на один крок уперед.

Етап 5. По моделі із скоректованими параметрами A_0 і A_1 знаходять прогноз на наступний момент часу. Повертаємося в пункт 3, якщо $t < N$.

Якщо $t < N$, то побудовану модель можна використовувати для прогнозування на майбутнє.

Етап 6. Інтервальний прогноз будується як для лінійної моделі кривої росту.

Скористаємося схемою адаптивного прогнозування. Початкові оцінки параметрів одержимо за тринадцятьма точками за допомогою МНК за формулою:

$$A_1 = \frac{\sum[(t - t_{cp})Y(t) - Y_{cp}]}{\sum(t - t_{cp})I} \quad (6)$$

де t_{cp} – середнє значення фактору «час»; Y_{cp} – середнє значення досліджуваного показника

При виборі виду функції тренда можна скористатися методом кінцевих різниць (обов'язковою умовою застосування даного підходу є рівність інтервалів між рівнями ряду).

Кінцевими різницями першого порядку є різниці між послідовними рівнями ряду: $\Delta^1_t = Y_t - Y_{t-1}$

Кінцевими різницями другого порядку є різниці між послідовними кінцевими різницями *1-го порядку*: $\Delta^2_t = \Delta^1_t - \Delta^1_{t-1}$

Кінцевими різницями *j-го* порядку є різниці між послідовними кінцевими різницями *(j-1)-го порядку*: $\Delta^j_t = \Delta^{j-1}_t - \Delta^{j-1}_{t-1}$

Якщо загальна тенденція виражається лінійним рівнянням $Y = a + bt$, тоді кінцеві різниці першого порядку постійні: $\Delta^1_2 = \Delta^1_3 = \dots = \Delta^1_n$, а різниці другого порядку дорівнюють нулю.

Якщо загальна тенденція виражається параболою другого порядку: $Y = a + bt + ct^2$, то отримаємо постійними кінцеві різниці другого порядку: $\Delta^2_3 = \Delta^2_4 = \dots = \Delta^2_n$, нульовими - різниці третього порядку.

Якщо приблизно постійними виявляються темпи зростання, то для вирівнювання застосовується показова функція. При виборі форми рівняння слід виходити з обсягу наявної інформації. Чим більше параметрів містить рівняння, тим більше має бути спостережень при одній і тій же мірі надійності оцінювання.

Таблиця 1
Аналіз темпу росту асигнувань на потреби Збройних Сил України за період 2000-2023 р.

u_i	Δ^1_t	Δ^2_t	Темп росту
2398,3	-	-	-
3565,5	1167,2	-	1,49
3694	128,5	-1038,7	1,04
4448,4	754,4	625,9	1,2
5503,9	1055,5	301,1	1,24
5925,7	421,8	-633,7	1,08
5925,7	0	-421,8	1
7557,6	1631,9	1631,9	1,28
8907,2	1349,6	-282,3	1,18
7428,5	-1478,7	-2828,3	0,83
9052,8	1624,3	3103	1,22
11594,4	2541,6	917,3	1,28
10954,6	-639,8	-3181,4	0,94
14317	3362,4	4002,2	1,31
16179,4	1862,4	-1500	1,13
18100	1920,6	58,2	1,12
19962,4	1862,4	-58,2	1,1
21883	1920,6	58,2	1,1
23745,4	1862,4	-58,2	1,09
25666	1920,6	58,2	1,08
27528,4	1862,4	-58,2	1,07

Збірник наукових праць МННЦ ІТiС

29449	1920,6	58,2	1,07
31311,4	1862,4	-58,2	1,06
33232	1920,6	58,2	1,06

Вибір форми кривої може здійснюватися і на основі прийнятого критерію якості рівняння регресії, в якості якого може служити сума квадратів відхилень фактичних значень рівня ряду від значень рівнів, розрахованих за рівнянням тренду.

Лінійне рівняння тренду має вигляд $y = bt + a$

Система рівнянь МНК:

$$a_0 n + a_1 \sum_{i=1}^n t_i = \sum_{i=1}^n y_i$$

$$a_0 \sum_{i=1}^n t_i + a_1 \sum_{i=1}^n t_i^2 = \sum_{i=1}^n y_i t_i$$

Для наших даних система рівнянь має вигляд:

$$24a_0 + 300a_1 = 348330,6$$

$$300a_0 + 4900a_1 = 5913163,5$$

З першого рівняння висловлюємо a_0 і підставимо в друге рівняння

$$\text{Отримуємо } a_0 = 1355,68, a_1 = -2432,21$$

У таблиці 2 наведені розрахунки параметрів моделі Брауна на кожному кроці. На останньому кроці отримана модель $Y = 1355,68 t - 2432,21$

Емпіричні коефіцієнти тренду a і b є лише оцінками теоретичних коефіцієнтів β_i , а саме рівняння відображає лише загальну тенденцію в поведінці розглянутих змінних.

Коефіцієнт тренда $b = 1355,68$ показує середня зміна результативного показника (в одиницях виміру y) зі зміною періоду часу t на одиницю його виміру. у даному

прикладі зі збільшенням t на 1 одиницю, y зміниться в середньому на 1355,68.

Прогнозні оцінки за цією моделлю виходять підстановкою в неї значень $t = 1$ і $t = 2$, а інтервальні за формулою:

$$U(k) = Sy \pm \alpha \left(I + \frac{I}{N} + (N+k - tcy) I / \sum(t - tcy) \right)$$

Sy – середньоквадратичне відхилення (СКВ) апроксимації, α – табличне значення критерію Стьюдента із заданим рівнем значимості α .

У моделях Брауна і Хольта параметри згладжування характеризують ступінь адаптації моделі до зміни ряду спостережень. Вони визначають швидкість реакції моделі на зміни, що відбуваються в розвитку. Чим вони більше, тем швидше реагує модель на зміни. Звичайно для стійких рядів їх величина більша, а для нестійких – маленька. У різних методах прогнозування використовується різний підхід до їхнього визначення. Їх можна брати фіксованими, а найкраще значення визначити методом підбору, щоб помилка прогнозу на один крок уперед була найменшою.

У теорії та практиці короткострокового прогнозування пропонуються наступні варіанти вибору першого розрахункового значення:

- експертна оцінка;
- перше розрахункове значення обирається рівним фактичному;
- розраховується середнє арифметичне перших значень ряду.

Звичайно, експертна оцінка, за визначенням, містить у собі похибку, і доволі, значну. Але якщо прогнозист працює з великою вибіркою, тоді вплив цієї похибки незначний, а швидкість і простота отримання першого розрахункового значення експертним шляхом виступає у вигляді основної та беззаперечної переваги цього методу

перед іншими. Другий варіант, коли перше розрахункове значення дорівнює першому дослідженому фактичному значенню є більш поширеним, оскільки є простим і виключає суб'єктивізм.

Програмний продукт «Комбінований прогноз» дозволяє поєднати наступні адаптивні методи типу експоненційного згладжування: без зростання, з лінійним зростанням та з експоненційним зростанням. Проведемо розрахунки прогнозних показників за допомогою зазначеної програми.

У табл. 2 представлені результати комбінованого прогнозування з використанням моделі Брауна, за основу якого взято дисперсійно-коваріаційний метод. При цьому визначені оптимістичний та песимістичні прогнози надання асигнувань загального фонду Державного бюджету України на потреби Збройних Сил України на період 2013-2023 роки:

Таблиця 2
Комбінований прогноз на 2013-2023 роки із використанням моделі Брауна (млн. грн.)

<i>t</i> (роки)	<i>Y(t)</i>	<i>Оптимістичний комбінований прогноз</i>	<i>Песимістичний комбінований прогноз</i>
2013	14317	11335,2	11335,2
2014	16179,4	13725,2	11817,0
2015	18100	17668,5	12259,2
2016	19962,4	18939,4	12632,8
2017	21883	20912,3	12964,9
2018	23745,4	22704,3	13307,8
2019	25666	24527,1	13429,7
2020	27528,4	26396,9	13529,3
2021	29449	28225,4	13610,7

Збірник наукових праць МННЦ ІТiС

2022	31311,4	30119,6	13662,6
2023	33232	31980,0	13696,1

Таким чином, у результаті проведених розрахунків за комбінованим прогнозом спостерігається значне відхилення показників як за оптимістичним, так і за песимістичним прогнозами, що свідчить про необхідність корегування прогнозних показників, які затверджені нормативним документом. Внаслідок недоотримання прогнозованих фінансових ресурсів за оптимістичним прогнозом відбудеться недофінансування за окремими напрямками бюджетної програми, за песимістичним прогнозом - відбудеться критичне погіршення стану Збройних Сил України, яке може мати незворотні наслідки для всієї системи оборонного сектору держави.

Висновок Наукова новизна даної роботи полягає у дослідженні практичного використання моделі Брауна, із застосуванням комбінованого прогнозу, коли зовнішні умови постійно та швидко змінюються. Побудовано оптимістичний та песимістичний прогнози для аналізу затверджених прогнозних показників видатків із загального фонду державного бюджету на потреби Збройних Сил України на період до 2023 року із використанням моделі Брауна.

Таким чином, прогнозні показники видатків на потреби оборони на період до 2023 року затверджені нормативним документом [1] базується на недопущенні зниження витрат на оборону, де за базовий рік взято 2010 р., а в наступні роки цей показник збільшується на прогнозний показник інфляції (табл. 1). Оскільки у 2011 р. фінансування Міністерства оборони України становило біля 30% від реальної потреби, то запропонований прогноз практично ставить реформування і розвиток Збройних Сил України під сумнів, тобто весь період буде відчуватись

значний дефіцит у фінансових ресурсах, а Збройні Сили України будуть і надалі втрачати існуючі бойові можливості.

Список використаних джерел

1. Постанова Кабінету Міністрів України від 07.07.2010р. №568 „ Про затвердження прогнозних показників видатків із загального фонду державного бюджету на потреби оборони на період до 2023 року ” [Електронний ресурс]. — Спосіб доступу: <http://zakon.rada.gov.ua>.
2. Біла книга 2005-2011 [Електронний ресурс]. — Спосіб доступу: <http://www.mil.gov.ua>.
3. Вітлінський В.В. Моделювання економіки: Навч. посібник. — К.: КНЕУ, 2003.— 408 с.
4. Лукашин Ю.П. Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования временных рядов: Учеб. пособие. – М.: Финансы и статистика, 2003. – 416с.: ил.
5. Светульников С.Г. Методы социально-экономического прогнозирования : учебник для вузов. Том II / С.Г. Светульников, И.С. Светульников. – СПб. : Изд-во СПбГУЭФ, 2010. – 103 с.
6. Brown R.G. Smoothing forecasting and prediction of discrete time series. - N.Y., 1963.

УДК 330.4:519.86:336

Л.І. Соболевська, Л.І. Кайдан

Аналіз та оцінка фінансової стійкості підприємств при виборі суб'єктів для довгострокового кредитування регіональними комерційними банками

В рамках створення методологічних засад розробки системи економіко-математичних моделей підтримки прийняття рішень регіональними банками при розподілі фінансових ресурсів між підприємствами розглядається задача оцінки фінансової стійкості підприємств регіону. У якості можливого підходу до вирішення даної задачі