

МАТЕМАТИЧНІ МЕТОДИ, МОДЕЛІ ТА ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ В ЕКОНОМІЦІ

УДК 519.86:330.34

ЗАСТОСУВАННЯ АДАПТИВНИХ МЕТОДІВ ДЛЯ ПРОГНОЗУВАННЯ РІВНЯ ЧИСТОГО ДОХОДУ ПІДПРИЄМСТВА

APPLICATION OF ADAPTIVE METHODS FOR THE FORECASTING OF AN ENTERPRISE TOTAL REVENUE LEVEL

Горбатюк К.В.

кандидат економічних наук, доцент,
доцент кафедри автоматизованих систем
і моделювання в економіці,
Хмельницький національний університет

У статті розглянуто проблему побудови короткострокових та оперативних прогнозів економічних показників із використанням адаптивних методів прогнозування часових рядів. Проведено аналіз результатів застосування адаптивних методів прогнозування для визначення оцінок майбутніх значень чистого доходу підприємства на основі фактичних даних про діяльність одного з підприємств України. Визначено основні переваги та недоліки використання адаптивних методів у подібних задачах.

Ключові слова: короткострокові та оперативні прогнози, прогнозування економічних показників, адаптивні методи прогнозування, прогнозування чистого доходу підприємства.

В статье рассмотрена проблема построения краткосрочных и оперативных прогнозов экономических показателей с использованием адаптивных методов прогнозирования временных рядов. Проведен анализ результатов применения адаптивных методов прогнозирования для определения оценок будущих значений чистого дохода предприятия на основе фактических данных о деятельности одного из предприятий Украины. Определены основные преимущества и недостатки использования адаптивных методов в подобных задачах.

Ключевые слова: краткосрочные и оперативные прогнозы, прогнозирование экономических показателей, адаптивные методы прогнозирования, прогнозирование чистого дохода предприятия.

The problem of short-term and operational forecasts construction for economic indicators using adaptive time series forecasting methods is considered in the article. An analysis of the results of the adaptive forecasting methods application for determining of the estimates of the total revenue future values on the enterprise was carried out on the basis of the actual data on the activity of one of the enterprises in Ukraine. The main advantages and disadvantages of using adaptive methods in similar problems are indicated.

Key words: short-term and operational forecasts, forecasting of economic indicators, adaptive forecasting methods, total revenue forecasting on an enterprise.

Постановка проблеми у загальному вигляді та її зв'язок із важливими науковими чи практичними завданнями. Для зміцнення своїх ринкових позицій в умовах конкурентної боротьби кожному підприємству необхідно постійно шукати резерви забезпечення підвищення ефективності своєї діяльності. Проте умови невизначеності та мінливості зовнішнього середовища вимагають використання науково обґрунтованих підходів до прийняття управлінських рішень на всіх етапах управління виробничими процесами, що потребує якісного планування та прогнозування

усіх важливих виробничих показників, а також систематичного коригування поточних та перспективних планів підприємства.

З огляду на важливість забезпечення виконання якісного планування виробництва на всіх етапах розвитку підприємства не викликає сумнівів необхідність здійснення ефективного прогнозування показників виробничої діяльності (представлених у вигляді часових рядів) з урахуванням зовнішніх умов, що постійно змінюються і вимагають, щоб процес планування був неперервним, і з використанням усієї наявної інформації.

Серед наявних методів прогнозування часових рядів, що ґрунтуються на аналітичних процедурах, логічних правилах та раціональному експертному мисленні, можна виділити адаптивні методи, мета яких полягає у побудові самонастроювальних моделей, які здатні враховувати інформаційну цінність різних членів часового ряду й давати досить точні оцінки майбутніх членів даного ряду.

Аналіз останніх досліджень і публікацій, в яких започатковано розв'язання даної проблеми і на які спирається автор. Розробниками основних засад апарату адаптивного моделювання динамічних рядів були Р. Браун, Ч. Хольт, Р. Майєр, Дж. Бокс та Г. Дженкінс. Удосконаленням підходів та розробленням практичних рекомендацій щодо використання запропонованих методик займалися чимало вітчизняних та закордонних науковців. Окрім того, питанням прогнозування економічних показників присвячено роботи таких учених, як: В.М. Геєць, Т.С. Клебанова, О.І. Черняк, А.В. Калина, М.І. Конєва, В.А. Яценко, Г.В. Присенко, Є.І. Равікович, Е.М. Четиркін, К.Д. Люїс, М. Кендал [1–4].

Проте практичне застосування зазначеного апарату адаптивного моделювання динамічних рядів для прогнозування показників виробничої діяльності підприємств потребує подальших досліджень із використанням реальних даних про фінансові результати їхньої діяльності.

Формулювання цілей статті (**постановка завдання**). Метою статті є застосування низки адаптивних методів прогнозування для визначення прогнозних значень чистого доходу підприємства від реалізації продукції на основі

аналізу даних про діяльність ВАТ «Укрелектроапарат» із 2002 по 2017 р. Розглядаючи в динаміці показник чистого доходу підприємства, необхідно побудувати адаптивні моделі Брауна, Холта, Холта-Уінтерса, а також застосувати методи згладжування помилок Трігга, Трігга-Ліча, Чоу. Основними завданнями цього дослідження є: порівняння прогнозів, побудованих на основі отриманих моделей; визначення адекватності і придатності застосованих методик до аналізу даного часового ряду економічних показників; надання рекомендацій щодо подальшого використання адаптивних методів для побудови короткострокових і оперативних прогнозів подібних економічних показників для економічного аналізу та моделювання стану підприємства.

Виклад основного матеріалу дослідження з повним обґрунтуванням отриманих наукових результатів. Розглянемо такий показник виробничої діяльності ВАТ «Укрелектроапарат» (м. Хмельницький), як чистий дохід (виручка) від реалізації продукції. Дані про обсяги реалізації продукції у грошовому еквіваленті за період із 2002 по 2017 р., отримані зі звітної документації підприємства [6], представлені графічно на рис. 1.

Наведений графік свідчить про наявність певної тенденції до зростання даного показника, а також про наявність стрибків показника, напевно, пов'язаних із кризовими явищами в економіці. Отже, необхідність урахування можливості повторення кризових впливів та збереження наявної тенденції до збільшення обсягів реалізації продукції на підприємстві вимагає



Рис. 1. Динаміка чистого доходу від реалізації продукції за 2002–2017 рр.

застосування саме адаптивних методів прогнозування часових рядів для визначення майбутніх рівнів цього ряду.

Адаптацією моделі називають процес її коригування на підставі нової інформації, що надходить ззовні. Метою такої адаптації є пристосування моделі до умов її функціонування, спрямоване на поліпшення адекватності моделі шляхом послідовного використання поточних значень ознак, які не були відомими під час її побудови. Аналіз розбіжності значень показників (тих, що були передбачені, й які надійшли) дає змогу виявити ознаки неточності моделі і здійснити додаткове коригування способу моделювання [2]. Таким чином, адаптація є ітеративним процесом визначення поточних значень параметрів моделі на підставі відомих і нових значень ознак, і завдяки зазначеним властивостям адаптивні методи найуспішніше можуть використовуватися для короткострокового та оперативного прогнозування економічних показників.

Розглянемо метод Брауна, в якому використовуються експонентні середні різних порядків для побудови поліноміальних моделей прогнозування, а також лінійна модель для згладжування рівнів на кожному кроці [2]. Під час побудови моделі початковими значеннями експонентних середніх виберемо параметр $\alpha = 0,4$ та значення першого спостереження, тобто $q_0^{(1)} = q_0^{(2)} = y_1 = 64500$ тис. грн.

Використовуючи формули для обчислення експонентної середньої (1) та параметрів лінійного тренду (2), що підбирається для адаптивного згладжування часового ряду, визначаються експонентні середні й оцінки параметрів лінійної моделі Брауна для кожного моменту спостереження (табл. 1) [2]:

$$q_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)q_{t-1}, \quad (0 \leq \alpha \leq 1), \quad (1)$$

$$\begin{cases} a_0 = 2q_t^{(1)} - q_t^{(2)} \\ a_1 = \frac{\alpha}{\beta} (q_t^{(1)} - q_t^{(2)}) \end{cases} \quad (2)$$

Обчислимо прогнози на крок уперед і помилки прогнозів, а на підставі отриманих помилок побудуємо довірчі інтервали (табл. 2, рис. 2) [2]:

$$\hat{y}_{t+L}(t_0) \pm t(\alpha, k) s_{y_{t+L}}, \quad (3)$$

де

$$s_{y_{t+L}} = \frac{1 - \beta}{(1 + \beta)^3} (1 + 4\beta + 5\beta^2 + 2(1 + 2\beta - 3\beta^2)L + 2(1 - \beta)^2 L^2) s_e^2,$$

$$s_e^2 = \frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{n - 1}.$$

На графіку помітно, що існує явний зсув розрахованих показників від фактичних даних. Це підтверджує відому властивість самого методу експонентного згладжування, який покладено в основу методу Брауна. Крім того, за зменшення параметра згладжування зсув повинен зростати, а за збільшення параметра згладжування зсув зменшується. Це відбувається на таких відрізках часового ряду, на яких існує чітко виражена тенденція до зменшення або збільшення рівнів ряду.

Крім того, можна зробити висновок, що прогноз за методом Брауна дає дуже широкий прогнозний інтервал, що свідчить про недостатню точність прогнозу, але зробити оперативний прогноз за даним методом може виявитися корисним і доцільним під час планування виробництва.

Тепер побудуємо прогнозну модель за методом Холта і зробимо з її допомогою прогноз. Під час побудови цієї моделі візьмемо початкові значення коефіцієнтів $a_0(0)$ та $a_1(0)$, що

Таблиця 1

Експонентні середні й оцінки параметрів моделі Брауна

t	y_t	$q_t^{(1)}$	$q_t^{(2)}$	$a_0^{(t)}$	$a_1^{(t)}$	\hat{y}_{t+1}
2002	64500	64500,00	64500,00	64500	0	-
2003	82576	71730,40	67392,16	76068,64	2892,16	64500,00
2004	132605	96080,24	78867,39	113293,1	11475,23	78960,80
2005	163642	123104,94	96562,41	149647,5	17695,02	124768,32
2006	235708	168146,17	125195,91	211096,4	28633,5	167342,50
2007	327632	231940,50	167893,75	295987,3	42697,83	239729,92
2008	393463	296549,50	219356,05	373743	51462,3	338685,09
2009	178079	249161,30	231278,15	267044,5	11922,1	425205,25
2010	239518	245303,98	236888,48	253719,5	5610,332	278966,55
2011	244659	245045,99	240151,48	249940,5	3263,003	259329,81
2012	253295	248345,59	243429,13	253262,1	3277,643	253203,49
2013	610840	393343,36	303394,82	483291,9	59965,69	256539,70
2014	769940	543982,01	399629,70	688334,3	96234,88	543257,58
2015	501278	526900,41	450537,98	603262,8	50908,28	784569,21
2016	382031	468952,64	457903,85	480001,4	7365,865	654171,12
2017	576795	512089,59	479578,14	544601	21674,3	487367,31

дорівнюють середньому значенню перших п'яти рівнів та середньому значенню початкових чотирьох перших різниць рівнів відповідно: 135 806,2 тис. грн. та 42 802,0 тис. грн.

Наявність двох параметрів згладжування дає змогу провести побудову і порівняння моделі зі різних значень цих параметрів, а потім вибрати найкращий варіант за певним критерієм. Виберемо $\alpha_0 = 0,3$ та $\alpha_1 = 0,25$ (табл. 3).

Використовуючи останнє значення $\alpha_0(t)$ та $\alpha_1(t)$, можна зробити прогноз на кілька кроків уперед. На рис. 3 представлено вихідний ряд, відновлений ряд за допомогою прогнозу на крок уперед, а також прогноз на п'ять періодів.

Інтервальний прогноз обсягу виробництва за методом Холта можна отримати, використовуючи оцінку помилки прогнозу (табл. 4, рис. 3) [1]:

$$\hat{y}_{t+L}(t_0) \pm t(\alpha, k) s_{y_{t+L}}, \quad (4)$$

де $s_{y_{t+L}} = \left(1,25(1 - \beta_1^2) + (1 - \beta_1^2)^2 L\right) s_e^2$, а $\beta_1 = \alpha_0 \alpha_1$.

Про довірчий інтервал прогнозів можна сказати, що за цією моделлю він виявляється значно ширшим та швидше збільшується зі зростанням величини випередження прогнозу, ніж довірчий інтервал, отриманий раніше за мето-

дом Брауна. Отже, точність отриманих прогнозів також виявляється недостатньою для практичного використання. Проте точкові оцінки прогнозів цілком можуть бути застосовані в короткостроковому прогнозуванні показників виробничої діяльності підприємства.

До адаптивних методів прогнозування належать також методи згладжування помилок, основані на експонентному згладжуванні. Зокрема, розглянемо метод Тригга. В основі цього методу лежить обчислення «контрольного сигналу, який стежить», за допомогою якого із заданим рівнем статистичної довіри можна визначити ступінь неадекватності (невідповідності) прогнозів реальним даним для певних відрізків динамічного ряду. Метод застосовується у короткостроковому прогнозуванні. Прогноз будується за звичайною моделлю експонентної середньої [1]:

$$q_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)q_{t-1} \text{ або } q_t = q_{t-1} + \alpha e_t \quad (5)$$

Тобто значення q_t , обчислене за формулою (5), розглядається як прогноз рівня y_{t+1} , тобто \hat{y}_{t+1} .

Одним із негативних моментів цієї моделі є слабка реакція на стрибкоподібну зміну в значеннях рівнів, тобто коли процес переходить з одного середнього рівня на інший. При цьому

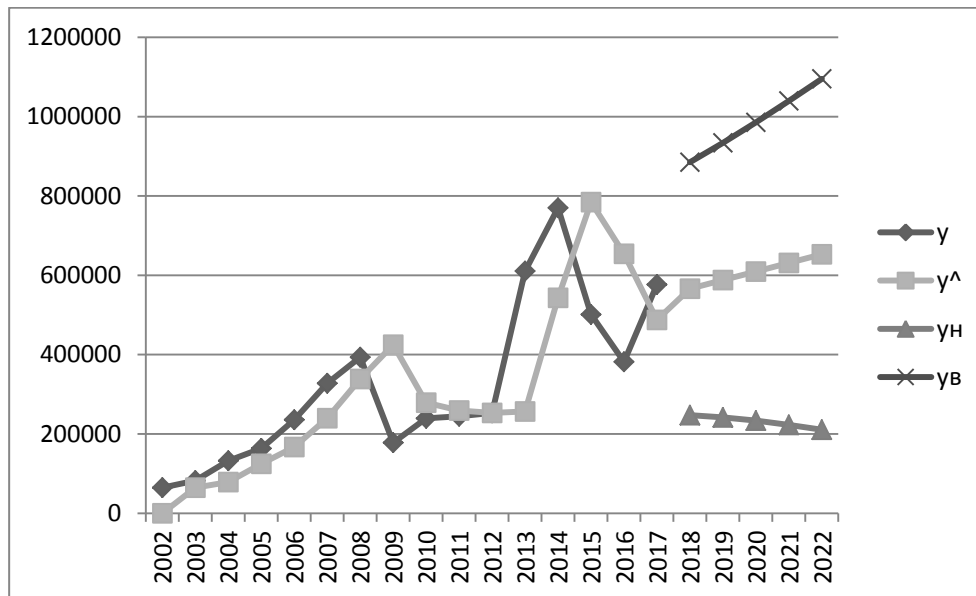


Рис. 2. Фактичні та прогнозовані значення чистого доходу від реалізації продукції за методом Брауна

Таблиця 2

Інтервальні прогнозовані значення за методом Брауна

Роки	\hat{y}_{t+1}	Δ	$\hat{y}_{t+1} - \Delta$	$\hat{y}_{t+1} + \Delta$
2018	566275,33	318839,9739	247435,35	885115,30
2019	587949,62	346022,5823	241927,04	933972,21
2020	609623,92	376056,9979	233566,92	985680,92
2021	631298,22	408314,393	222983,82	1039612,61
2022	652972,51	442308,6717	210663,84	1095281,18

з'являється зсув у прогнозах. Для виявлення моменту неадекватності обчислюється одночасно з прогнозом контрольний сигнал, що дорівнює відношенню експонентної зваженої помилки до середнього абсолютного відхилення. Експонентна зважена помилка дорівнює [1]:

$$\bar{e}_t = \alpha e_t + (1 - \alpha)e_{t-1}. \quad (6)$$

Середнє абсолютне відхилення також обчислюється як експонентна середня абсолютних значень помилок і дорівнює [1]:

$$MAD_t = \alpha |e_t| + (1 - \alpha)MAD_{t-1}. \quad (7)$$

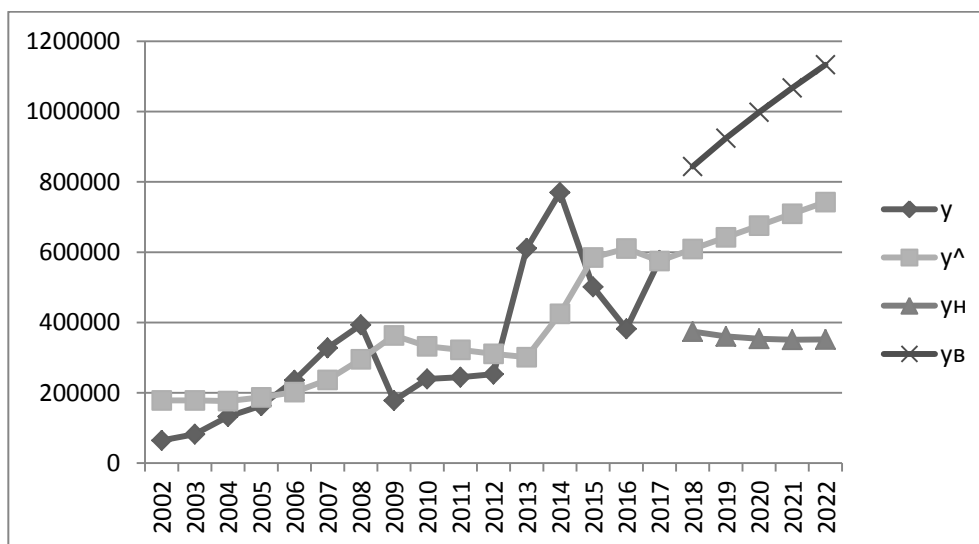


Рис. 3. Прогнозні значення чистого доходу за методом Холта

Результати розрахунку прогнозу чистого доходу від реалізації продукції за методом Холта Таблиця 3

t	y_t	$a_0^{(t)}$	$a_1^{(t)}$	\hat{y}_{t+1}
2002	64500	144375,7	34243,9	178608,20
2003	82576	149806,5	27040,6	178619,63
2004	132605	163574,5	23722,5	176847,15
2005	163642	180200,5	21948,3	187296,96
2006	235708	212216,6	24465,3	202148,80
2007	327632	263966,9	31286,5	236681,83
2008	393463	324716,3	38652,3	295253,41
2009	178079	307781,7	24755,5	363368,54
2010	239518	304631,5	17779,1	332537,22
2011	244659	299085,1	11947,7	322410,55
2012	253295	293711,5	7617,4	311032,81
2013	610840	394182,2	30830,7	301328,86
2014	769940	528491,1	56700,3	425012,93
2015	501278	560017,3	50406,8	585191,31
2016	382031	541906,2	33277,3	610424,08
2017	576795	575666,9	33398,1	575183,43

Інтервальні прогнозні значення за методом Холта Таблиця 4

Роки	\hat{y}_{t+1}	Δ	$\hat{y}_{t+1} - \Delta$	$\hat{y}_{t+1} + \Delta$
2018	609065,05	234674	374391,01	843739,09
2019	642463,20	281907,1	360556,08	924370,32
2020	675861,35	322290,8	353570,57	998152,12
2021	709259,49	358149,5	351109,99	1067409,00
2022	742657,64	390731,1	351926,55	1133388,73

Величина MAD_t також може служити мірою варіації рівнів, її зв'язок із середнім квадратичним відхиленням визначається співвідношенням:

$$\sigma_t \cong 1,25MAD_t. \quad (8)$$

Контрольний сигнал (θ_t) дорівнює:

$$\theta_t = \frac{\bar{e}_t}{MAD_t}. \quad (9)$$

З формул (6) та (7) видно, що $MAD_t \geq \bar{e}_t$, тому значення контрольного сигналу знаходяться інтервалі $[-1;1]$. Критичні значення θ_t^{kp} залежать від величини параметра згладжування і степеня полінома прогнозу моделі. Довірчі межі цього сигналу для різних значень параметра згладжування α під час прогнозування за експонентною середньою (поліном нульового ступеня) було встановлено з невеликими відмінностями Триггом та Батті [1] (табл. 5).

Коли під час прогнозування з'являються переважно помилки одного знаку, то це говорить про зсув у прогнозах, тобто про неадекватність моделі. У цьому разі $MAD_t \approx |\bar{e}_t|$, тобто $\theta_t \Rightarrow 1$.

У табл. 6 також наведено критичні значення θ_t^{kp} під час використання лінійної моделі прогнозу за методом Брауна [1].

Якщо в деякий момент абсолютне значення контрольного сигналу стане більше критичного для вибраного рівня довіри, то прогнозна система стає неадекватною реальному процесу. Починаючи із цього моменту варто збільшити значення параметра згладжування. Якщо ця процедура не призведе до поліпшення прогнозів через деяку кількість кроків, то варто змінити модель прогнозування. За досягнення гарних прогнозів із використанням підвищеного значення параметра α можна знову повернутися до колишнього значення параметра згладжування.

Побудуємо прогнозу модель обсягів виробництва продукції за методом Тригга. Для проведення розрахунків, окрім значень рівнів, треба задати такі початкові значення: початкове значення прогнозу $\hat{\alpha}_1 = \alpha_0 = 93227,00$ (середнє зна-

чення перших трьох рівнів); початкове значення помилки прогнозу $e_0 = 0$ (математичне сподівання помилки); середнє абсолютне значення помилки, яке візьмемо рівним $MAD_0 = 162661,03$ (наближене значення дисперсії рівнів, поділене на 1,25).

Спочатку параметр згладжування α візьмемо рівним 0,2. Обчислимо прогнози на крок уперед і значення контрольного сигналу. Аналіз отриманих результатів дає можливість зробити висновок, що значення параметру $\alpha = 0,2$ дає досить великий зсув розрахованих показників на відрізок 2007–2017 рр.

Розглядаючи значення контрольного сигналу, можна зробити висновок, що починаючи з шостого спостереження, прогнозна модель перестала бути адекватною реальним даним, тому що значення θ_t стало більше критичного значення 0,58 (див. табл. 5), необхідно її підправити. Збільшимо значення параметра згладжування до 0,5 починаючи з шостого спостереження. Одержимо виправлені прогнози значення і значення контрольного сигналу (табл. 8).

Отже, після коригування значення параметра згладжування отримано більш адекватний прогноз на наступний рік, але навіть візуальний аналіз показує відсутність ярко вираженої тенденції у прогнозованому показнику за цим методом. І значення котрольного сигналу нам, на жаль, не вдалося зробити всюди меншим за критичне, а отримане значення прогнозу не сильно відрізняється від останнього значення ряду спостережень.

Триггом і Лічем було запропоновано як параметр згладжування застосовувати абсолютне значення контрольного сигналу $|\theta_t|$. За гарних прогнозів це значення мале за абсолютною величиною, що відповідає малій чутливості моделі, а за погіршення прогнозів значення контрольного сигналу буде зростати, тобто автоматично відбувається підвищення чутливості моделі. Погані прогнози слід очікувати, коли маються істотні коливання у рівнях ряду. Кращою у такому разі є модель із малим параметром згладжування [1].

Таблиця 5

Критичні значення θ_t^{kp} для прогнозу за експонентною середньою

%	$\alpha = 0,1$	$\alpha = 0,2$	$\alpha = 0,3$	$\alpha = 0,4$	$\alpha = 0,5$
90	0,35	0,5	0,63	0,72	0,82
95	0,42	0,58	0,71	0,80	0,88
98	0,48	0,66	0,79	0,87	0,92
99	0,53	0,71	0,82	0,92	0,94

Таблиця 6

Критичні значення θ_t^{kp} для лінійної моделі Брауна

%	$\alpha = 0,1$	$\alpha = 0,2$	$\alpha = 0,3$	$\alpha = 0,4$	$\alpha = 0,5$
90	0,32	0,46	0,57	0,67	0,76
95	0,39	0,54	0,67	0,76	0,83
98	0,43	0,59	0,72	0,81	0,87
99	0,46	0,65	0,76	0,86	0,90

Відповідно до моделі Трігга-Ліча, прогноз на крок уперед обчислюється за формулою [1]:

$$\hat{y}_{t+1} = q_t = |\theta_t| y_t + (1 - |\theta_t|) q_{t-1}. \quad (10)$$

Інші параметри моделі обчислюються так само, як і в моделі Трігга (6), (7) та (9).

Побудуємо прогнозну модель чистого доходу за методом Трігга-Ліча (табл. 9, рис. 6).

Отже, ми бачимо наявність того ж самого зсуву розрахованих значень від фактичних рівнів ряду на проміжку, де зберігається постійне зростання рівнів. Але точковий прогноз також має право на використання для оцінювання майбутнього рівня ряду. На жаль, його можна побудувати лише на один крок уперед.

Отже, результати моделювання за цим методом для наявного ряду значень обсягів виробництва за 2002–2017 рр. вказують на певні недоліки у застосуванні цього методу.

Ще один метод, оснований на згладжуванні помилок, – метод Чоу. Вчений запропонував для реалізації ідеї адаптації прогнозів використовувати одночасно три прогнози. Ці прогнози будуються на основі експонентної середньої за різних значень параметра α . У термінах чутливості моделі їх можна інтерпретувати як прогнози, виконані по слабо-, середньо- та високочутливих моделях. Наприклад, $\alpha_1 = 0,1$, $\alpha_2 = 0,2$, $\alpha_3 = 0,3$. У своїх експериментах Чоу використовував таку схему завдання трійок параметрів [1]:

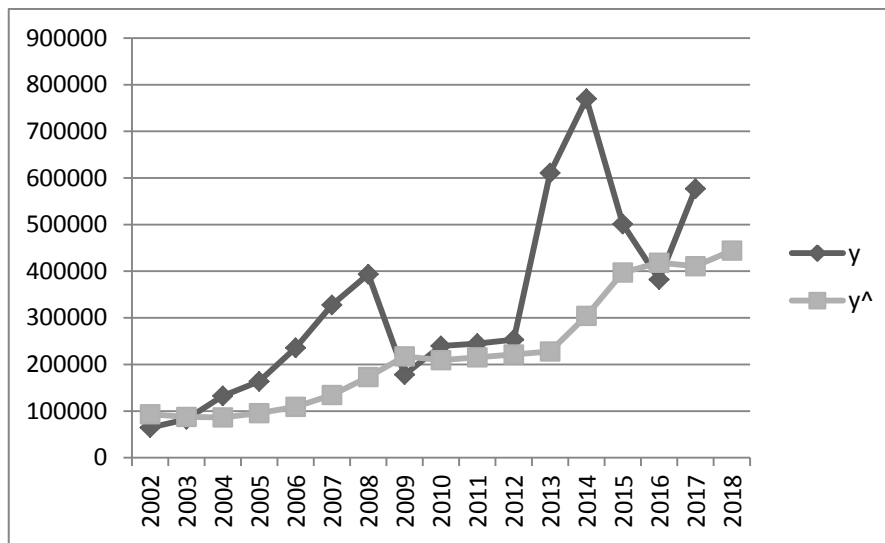


Рис. 4. Прогносні значення чистого доходу за методом Трігга за $\alpha = 0,2$.

Таблиця 7

Розрахунок прогнозу чистого доходу за методом Трігга за $\alpha = 0,2$

t	y_t	q_{t-1}	\hat{y}_{t+1}	e_t	e_{t-1}	MAD_{t-1}	σ_t	θ_t
2002	64500	87481,60	93227,00	-28727,00	-5745,40	135874,22	169842,78	-0,04
2003	82576	86500,48	87481,60	-4905,60	-5577,44	109680,50	137100,62	-0,05
2004	132605	95721,38	86500,48	46104,52	4758,95	96965,30	121206,63	0,05
2005	163642	109305,51	95721,38	67920,62	17391,28	91156,36	113945,46	0,19
2006	235708	134586,01	109305,51	126402,49	39193,53	98205,59	122756,99	0,40
2007	327632	173195,20	134586,01	193045,99	69964,02	117173,67	146467,09	0,60
2008	393463	217248,76	173195,20	220267,80	100024,78	137792,50	172240,62	0,73
2009	178079	209414,81	217248,76	-39169,76	72185,87	118067,95	147584,94	0,61
2010	239518	215435,45	209414,81	30103,19	63769,33	100475,00	125593,75	0,63
2011	244659	221280,16	215435,45	29223,55	56860,18	86224,71	107780,89	0,66
2012	253295	227683,13	221280,16	32014,84	51891,11	75382,73	94228,42	0,69
2013	610840	304314,50	227683,13	383156,87	118144,26	136937,56	171171,95	0,86
2014	769940	397439,60	304314,50	465625,50	187640,51	202675,15	253343,94	0,93
2015	501278	418207,28	397439,60	103838,40	170880,09	182907,80	228634,75	0,93
2016	382031	410972,02	418207,28	-36176,28	129468,81	153561,50	191951,87	0,84
2017	576795	444136,62	410972,02	165822,98	136739,65	156013,79	195017,24	0,88
Прогноз			444136,62					

$$\alpha_1 = \alpha - h, \alpha_2 = \alpha, \alpha_3 = \alpha + h, \text{ де } h = 0,05. \quad (11)$$

Основним вважається прогноз із середнім значенням α . Саме він вважається фактичним прогнозом. Якщо на деякому етапі за вибраним критерієм оцінки прогнозу один із крайніх прогнозів поліпшується, то відбувається автоматична зміна значень параметрів. При цьому модель із найкращим на даний момент значенням критерію стає основною, і по ній будується прогноз на наступний період. Інші значення α змінюються залежно від напрямку поліпшення прогнозу.

Нехай у момент t найкращим виявився прогноз за значень \tilde{q}_{t-1} та α . Тоді прогнози на наступний період будуються за формулою:

$$\hat{y}_t^i = q_t^i = \tilde{\alpha}^{(i)} y_t + (1 - \tilde{\alpha}^{(i)}) \tilde{q}_{t-1}, \quad (12)$$

$$\text{де } \tilde{\alpha}^{(i)} = \tilde{\alpha} + ih, i \in [-1; 0; 1].$$

У початковий момент центральне значення параметра може бути довільним. Як показує досвід, його краще взяти рівним 0,2. Крок зміни параметра може змінюватися залежно від ситуації.

Коли у часовому ряді з'являються ділянки з помітним трендом, то в методі Чоу відбувається більш швидкий перехід на новий рівень за рахунок адаптації параметра згладжування. У цьому разі одержуються помітно кращі прогнози [1].

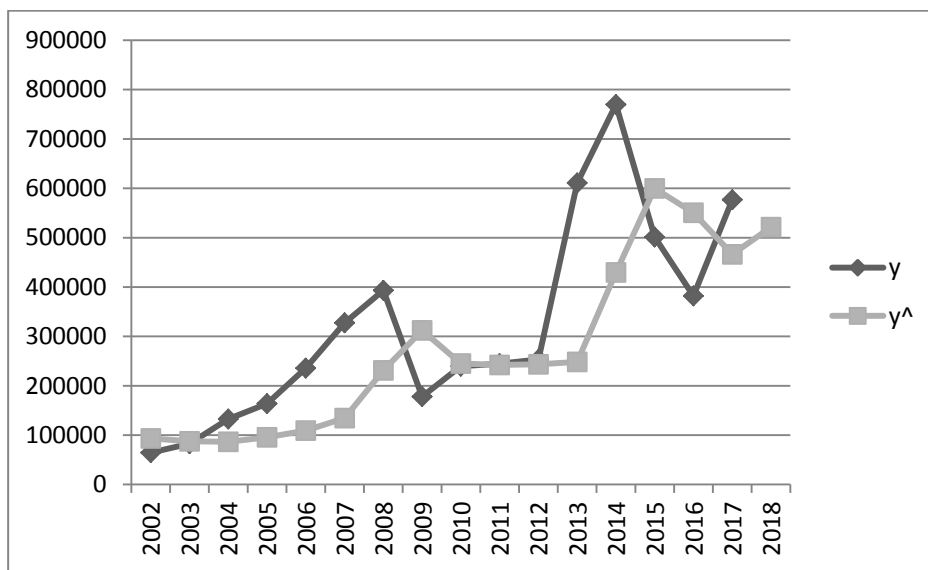


Рис. 5. Виправлені значення прогнозу за методом Трігга

Таблиця 8

Розрахунок виправлених значень прогнозу за методом Трігга за $\alpha = 0,2$ та $\alpha = 0,5$

t	y_t	q_{t-1}	\hat{y}_{t+1}	e_t	e_{t-1}	MAD_{t-1}	σ_t	θ_t
2002	64500	87481,60	93227,00	-28727,00	-5745,40	135874,22	169842,78	-0,04
2003	82576	86500,48	87481,60	-4905,60	-5577,44	109680,50	137100,62	-0,05
2004	132605	95721,38	86500,48	46104,52	4758,95	96965,30	121206,63	0,05
2005	163642	109305,51	95721,38	67920,62	17391,28	91156,36	113945,46	0,19
2006	235708	134586,01	109305,51	126402,49	71896,89	108779,43	135974,29	0,66
2007	327632	231109,00	134586,01	193045,99	132471,44	150912,71	188640,89	0,88
2008	393463	312286,00	231109,00	162354,00	147412,72	156633,35	195791,69	0,94
2009	178079	245182,50	312286,00	-134207,00	6602,86	145420,18	181775,22	0,05
2010	239518	242350,25	245182,50	-5664,50	469,18	75542,34	94427,92	0,01
2011	244659	243504,63	242350,25	2308,75	1388,96	38925,54	48656,93	0,04
2012	253295	248399,81	243504,63	9790,37	5589,67	24357,96	30447,45	0,23
2013	610840	429619,91	248399,81	362440,19	184014,93	193399,07	241748,84	0,95
2014	769940	599779,95	429619,91	340320,09	262167,51	266859,58	333574,48	0,98
2015	501278	550528,98	599779,95	-98501,95	81832,78	182680,77	228350,96	0,45
2016	382031	466279,99	550528,98	-168497,98	-43332,60	175589,37	219486,72	-0,25
2017	576795	521537,49	466279,99	110515,01	33591,21	143052,19	178815,24	0,23
Прогноз			521537,49					

Проведемо розрахунки прогнозу чистого доходу на один крок уперед за методом Чоу. При цьому значення y_t розрахуємо з параметром згладжування $\alpha = 0,2$, y_2 – з параметром згладжування $\alpha = 0,4$, а y_3 – з параметром згладжування $\alpha = 0,6$.

Побудовані моделі з різними параметрами згладжування (табл. 10, рис. 7) дуже схожі, але дають різні результати прогнозу на 2018 р.: 247 618,64 (y_1); 512 097,69 (y_2); 243 568,32 (y_3) тис. грн. На жаль, усі вони демонструють дуже високі значення контрольного сигналу починаючи з 2007 р., який неможливо зробити меншим за інших значень параметрів згладжування. Це, напевно, зумовлено дуже сильними коливаннями показника, що не дає змоги зробити цю модель більш адекватною.

Значення контрольних сигналів свідчать про загальну недостатню неадекватність усіх

отриманих моделей, а отже, про недоцільність використання на практиці цього методу з метою прогнозування обсягів виробництва для даного ряду показників. Окрім того, навіть візуальний аналіз показує наявність значного зсуву значень прогнозованої моделі, що підтверджує загальну негативну властивість методів, заснованих на експонентному згладжуванні. Хоча для побудови короткострокових прогнозів цей метод цілком придатний для застосування.

Для порівняння прогнозів, отриманих різними адаптивними методами, складемо узагальнюючу таблицю і проаналізуємо отримані значення (табл. 11, рис. 8).

Отже, найбільш оптимістичним виявляється прогноз, отриманий методом Холта, а найбільш песимістичним – методом Чоу з параметрами 0,4 та 0,6. Решта прогнозів мають дуже схожі значення.

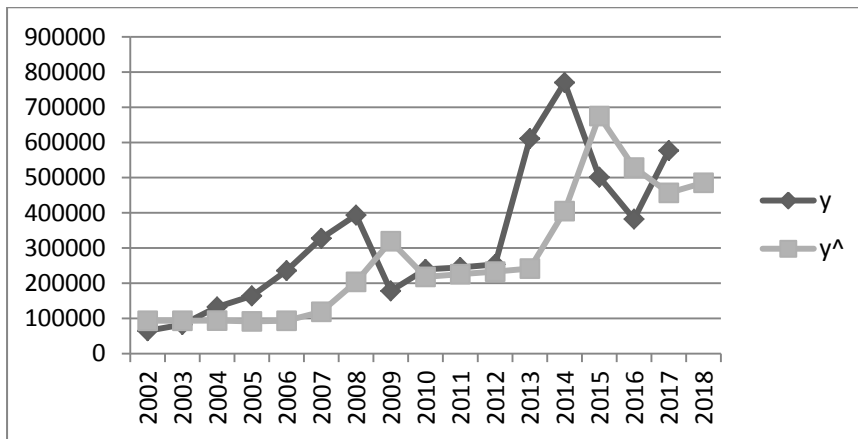


Рис. 6. Значення прогнозу чистого доходу за методом Трігга-Ліча

Таблиця 9

Розрахунок прогнозу за методом Трігга-Ліча

t	y_t	q_{t-1}	\hat{y}_{t+1}	e_t	e_{t-1}	MAD_{t-1}	σ_t	θ_t
2002	64500	93227,00	93227,00	-28727,00	-5745,40	135874,22	169842,78	-0.04
2003	82576	93677,37	93227,00	-10651,00	-6726,52	110829,58	138536,97	-0.06
2004	132605	91314,76	93677,37	38927,63	2404,31	96449,19	120561,48	0.02
2005	163642	93117,75	91314,76	72327,24	16388,90	91624,80	114531,00	0.18
2006	235708	118622,82	93117,75	142590,25	41629,17	101817,89	127272,36	0.41
2007	327632	204078,12	118622,82	209009,18	75105,17	123256,15	154070,18	0.61
2008	393463	319478,31	204078,12	189384,88	97961,11	136481,89	170602,37	0.72
2009	178079	217987,68	319478,31	-141399,31	50089,03	137465,38	171831,72	0.36
2010	239518	225832,80	217987,68	21530,32	44377,29	114278,37	142847,96	0.39
2011	244659	233143,51	225832,80	18826,20	39267,07	95187,93	118984,92	0.41
2012	253295	241456,43	233143,51	20151,49	35443,95	80180,64	100225,81	0.44
2013	610840	404742,89	241456,43	369383,57	102231,88	138021,23	172526,54	0.74
2014	769940	675243,20	404742,89	365197,11	154824,92	183456,40	229320,51	0.84
2015	501278	528428,22	675243,20	-173965,20	89066,90	181558,16	226947,71	0.49
2016	382031	456610,21	528428,22	-146397,22	41974,07	174525,98	218157,47	0.24
2017	576795	485515,05	456610,21	120184,79	57616,22	163657,74	204572,17	0.35
Прогноз			485515,05					

Порівнюючи значення середньої відносної похибки [5] $|\bar{e}_a| = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|e_t|}{y_t}$ (табл. 12), можна говорити про приблизно однакову відносну точність прогнозів за всіма методами.

Висновки з цього дослідження і перспективи подальших розвідок у даному напрямку. Методи адаптивного прогнозування, які було використано для побудови точкових та інтервальних прогнозів показників чистого доходу підприємства, мають певні переваги та недоліки, і можливість їх використання на практиці для аналізу і планування повинна досліджуватися окремо для кожного конкретного ряду виробничих показників на підприємстві. Застосування зазначених методів, безперечно, може бути доцільним для отримання точкових оцінок прогнозів із невеликим періодом виперед-

Таблиця 11

Прогнозні значення чистого доходу від реалізації продукції на 2018 р. за різними методами

Метод прогнозування	Прогноз на 2018 р.
Метод Брауна	566275,3271
Метод Холта	609065,0511
Метод Трігга	521537,4941
Метод Трігга-Ліча	485515,0487
Метод Чоу (0.2)	512097,6911
Метод Чоу (0.4)	247618,6426
Метод Чоу (0.6)	243568,3213

ження, однак довірчі інтервали для таких прогнозів найчастіше можуть виявитися занадто широкими для того, щоб говорити про високу точність прогнозування.

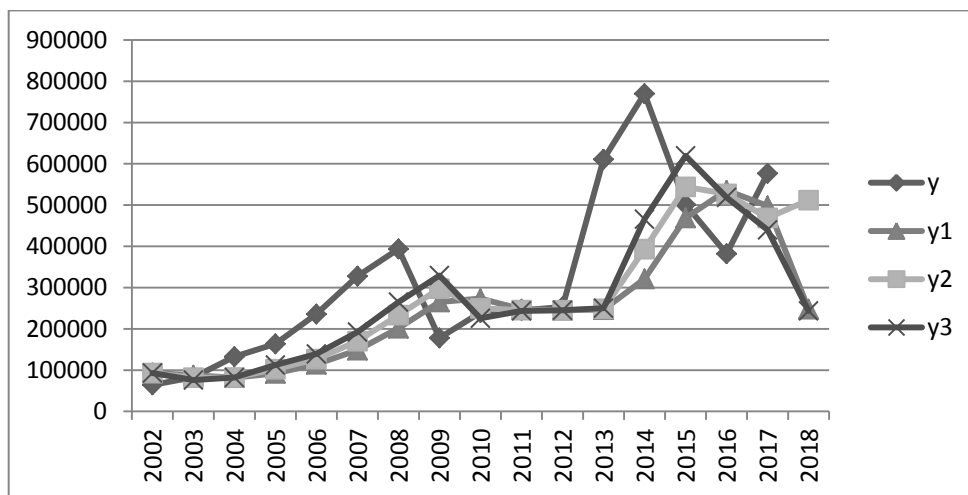


Рис. 7. Прогнозні значення чистого доходу за методом Чоу

Таблиця 10

Розрахунок прогнозу за методом Чоу

t	y_t	y_1	y_2	y_3	θ_1	θ_2	θ_3
2002	64500	93227,00	93227,00	93227,00	-0,04	-0,11	-0,23
2003	82576	87481,60	81736,20	75990,80	-0,04	-0,10	-0,19
2004	132605	81904,16	82072,12	82240,08	0,08	0,27	0,92
2005	163642	92178,70	102285,27	112391,85	0,24	0,57	1,17
2006	235708	114556,62	126827,96	139099,31	0,55	0,88	1,26
2007	327632	148603,97	170379,98	192155,99	0,94	0,97	1,24
2008	393463	201830,38	233280,79	264731,19	1,19	0,99	1,13
2009	178079	265317,23	297353,67	329390,11	0,65	-0,10	-0,21
2010	239518	273498,74	249643,80	225788,87	0,54	-0,19	-0,36
2011	244659	247618,64	245593,48	243568,32	0,49	-0,21	-0,33
2012	253295	245406,59	245219,69	245032,79	0,48	0,20	0,36
2013	610840	246834,75	248449,81	250064,88	1,69	0,98	1,63
2014	769940	320927,85	393405,89	465883,93	2,05	0,99	1,30
2015	501278	468712,71	544019,53	619326,36	1,38	0,66	0,64
2016	382031	535471,23	526922,92	518374,61	0,78	-0,32	-0,52
2017	576795	497944,54	468966,15	439987,77	0,93	0,37	0,72

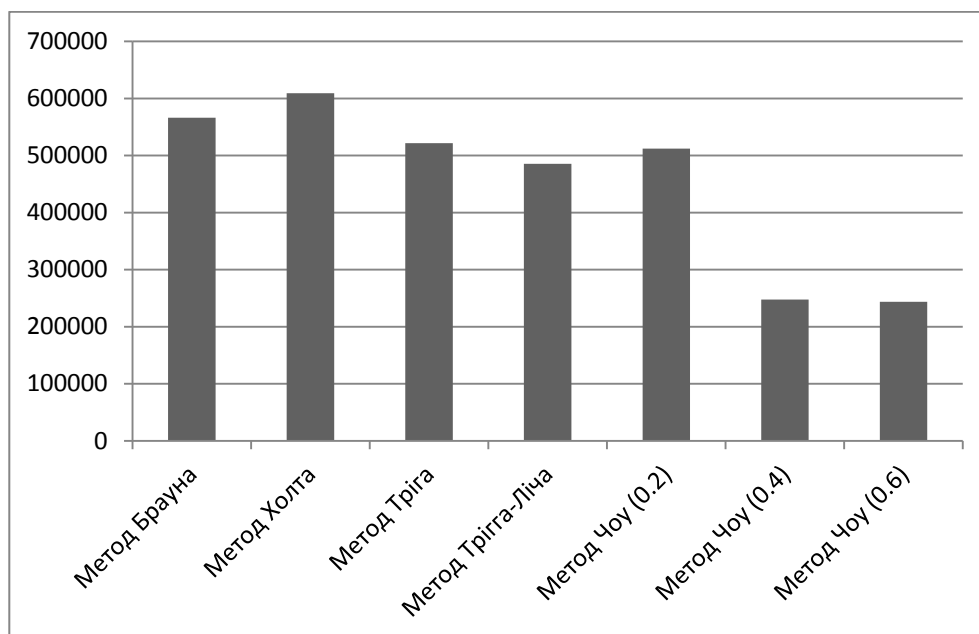


Рис. 8. Прогнози чистого доходу від реалізації продукції на 2018 р.

Таблиця 12

Розрахунок середніх відносних похибок прогнозів чистого прибутку

t	Модель						
	Брауна	Холта	Триґга	Триґга-Ліча	Метод Чоу (0.2)	Метод Чоу (0.4)	Метод Чоу (0.6)
Середня відносна похибка	0,365	0,486	0,343	0,381	0,333	0,315	0,320

БІБЛІОГРАФІЧНИЙ СПИСОК:

1. Геєць В.М., Клебанова Т.С., Черняк О.І. та ін. Моделі і методи соціально-економічного прогнозування: підручник. Х.: ІНЖЕК, 2005. 396 с.
2. Лукашин Ю.П. Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования временных рядов. М.: Финансы и статистика, 2003. 416 с.
3. Люис К.Д. Методы прогнозирования экономических показателей; пер. с англ. и предисл. Е.З Демиденко. М.: Финансы и статистика, 1986. 133 с.
4. Четыркин Е.М. Статистические методы прогнозирования. М: Статистика, 1977. 184 с.
5. Кулявець В.О. Прогнозування соціально-економічних процесів: навчальний посібник. К.: Кондор, 2009. 194 с.
6. Агентство з розвитку інфраструктури фондового ринку України (АІФРУ), або Stock market infrastructure development agency of Ukraine (SMIDA). URL: <https://smida.gov.ua/db/participant/00213440>.