

Ростислав ОКРЕПКИЙ

АДАПТИВНІ МЕТОДИ КОРТКОСТРОКОВОГО ПРОГНОЗУВАННЯ ЗБУТУ ЯК ІНСТРУМЕНТ ЗБАЛАНСУВАННЯ ПОПИТУ І ПРОПОЗИЦІЇ НА РИНКУ

Розроблено адаптивну модель короткострокового прогнозування попиту, яка дозволяє підприємствам оперативно реагувати на ринкові фактори невизначеності і ризику та усувати диспропорції між виробництвом і споживанням продукції.

Труднощі, які виникають на підприємствах України, показують, що досвід та інтуїція керівників не можуть повною мірою забезпечити прийняття своєчасного і якісного управлінського рішення в умовах сучасного ринку, який в більшості випадків характеризується нестабільністю, невизначеністю та випадковістю. В цих умовах постає важлива проблема оптимізації прийняття управлінських рішень в умовах стихійності та випадкової поведінки ринкових чинників. Інструментом, що може обмежити негативний вплив ринкової стихійності шляхом її регулювання або пристосування до неї, є оцінювання та прогнозування кон'юнктури ринку.

Незважаючи на значний науковий доробок у сфері кон'юнктурних досліджень зарубіжних вчених І. Ансоффа, М. Портера, Ф. Котлера, російських – І. К. Беляєвського, С. Г. Светунькова та вітчизняних вчених-маркетологів В. Р. Кучеренка, Є. В. Крикавського, Л. Г. Ліпич, С. С. Гаркавенко та ін., питання методичного забезпечення прогнозування кон'юнктури ринку залишаються дискусійними та вимагають подальших досліджень, оскільки основний наголос в роботах цих вчених ставиться виключно на стратегічний аспект.

Відповідно до основних положень стратегічного управління, зазначимо, що в його процесі ніщо не є закінченим, і всі попередні дії коригуються залежно від трансформації навколишнього середовища або появи нових можливостей, здатних поліпшити стратегію. Тому наш інтерес до тактичного управління у короткостроковому кон'юнктурному (до місяця) періоді зумовлений такими причинами: усвідомлення того, що будь-яка організація є відкритою системою і що головні джерела її успіху знаходяться у зовнішньому середовищі; в умовах загострення конкурентної боротьби тактичні заходи управління у короткостроковому періоді є одним із вирішальних засобів її виживання і процвітання, оскільки дають змогу адекватно реагувати на фактори невизначеності і ризику.

Оскільки ринкову ситуацію на дуже короткий період (день, декада, місяць) спрогнозувати важко, а використання трендового моделювання в короткостроковому періоді не дасть бажаного ефекту, вважаємо, що у цьому випадку доцільно використовувати адаптивні ситуаційні методи, котрі добре вписуються в ідеологію оперативного прогнозування [1; 2].

Як відомо, поняття “адаптації” й “адаптивності” з'явилися у лексиконі економістів з приходом в економіку системного аналізу. Під адаптивними розуміють методи, які дозволяють при побудові моделей більшою мірою враховувати поточну інформацію і меншою – минулу. Основна властивість таких методів – зміна коефіцієнтів побудованої моделі під час надходження нової інформації, тобто адаптація моделей до нових даних. Саме таким принципам відповідають методи, засновані на експоненційному згладжуванні, які ми пропонуємо використати.

Класична прогнозна модель експоненційного згладжування Брауна має наступний вигляд:

$$\bar{Y}_{t+1} = \alpha Y_t + (1 - \alpha) \bar{Y}_t, \quad (1)$$

де \bar{Y}_{t+1} – показник, який прогнозується на перспективу; α – константа згладжування ($0 < \alpha < 1$);

Y_t – фактична величина показника у поточному періоді t ; \bar{Y}_t – згладжена величина показника у цьому періоді.

З рівняння випливає, що прогнозований показник завжди перебуває в інтервалі між його рівнем у поточному періоді та згладженим рівнем. Відносний вплив поточного і згладженого значень показника на прогнозований залежить від константи згладжування.

При побудові короткострокових прогнозів за допомогою методу експоненційного згладжування однією з основних проблем є вибір оптимального значення константи згладжування α . Очевидно, що при різних значеннях результати прогнозу будуть різними: якщо близька до одиниці, то це призводить до врахування у прогнозі в основному впливу лише останніх спостережень; якщо близька до нуля, то ваги, по яких зважують значення показника у часовому ряді, спадають повільно, тобто при прогнозі враховують всі спостереження. Отже, можна зробити висновок про те, що, змінюючись в межах від нуля до одиниці, константа згладжування характеризує рівень адаптивності моделі експоненційного згладжування до поточної інформації.

Величина константи згладжування також залежить від терміну, на який розробляють прогноз. Очевидно, що для прогнозів з малим періодом випередження повинна враховуватися найсвіжіша інформація, і тому вибирають високе значення α . При збільшенні терміну прогнозування доцільно згладити поточні кон'юнктурні коливання і додати ваги минулим даним, отже, зменшити α .

Для кожного конкретного ряду значень показника (Y_t) існує своє оптимальне значення константи згладжування, яке найточніше відповідає особливостям цього ряду. Проте воно наперед не відоме, і виникає проблема знаходження цього оптимального значення, яка вирішується за допомогою процедури ретропрогнозів, коли послідовно задають різні значення константи згладжування в інтервалі від 0 до 1.

Для кожного із цих значень α на досліджуваній множинності статистичних даних визначають помилку ретропрогнозу ϵ і визначають залежність цієї помилки від значень константи згладжування.

Помилка, обчислена у кожній конкретній точці для кожного заданого значення константи згладжування, не дає підстави для остаточного вибору, проте її різні узагальнюючі характеристики типу дисперсії, середньої помилки апроксимації, середньої помилки ретропрогнозу дозволяють зробити такий вибір.

На практиці при короткостроковому прогнозуванні економічної динаміки доводиться мати справу з такими її складовими, які мають яскраво виражену тенденцію динаміки. Для того, щоб використовувати механізм експоненційного згладжування для короткострокового прогнозування рядів, що мають тенденцію зростання, був запропонований ряд модифікацій методу Брауна. Нині відомі: метод Холта, метод Холта з модифікаціями Муїра, метод подвійного згладжування Брауна, метод адаптивного згладжування Брауна, метод Бокса-Дженкінса, метод Муїра, "сезонно-декомпозиційна прогностична модель Холта-Вінтера, узагальнений адаптивно-згладжуючий метод Брауна, метод Брауна-Майєра та інші [3; 4; 5; 6].

Як бачимо, різних модифікацій методу Брауна багато, і вони зумовлені різноманіттям практичних ситуацій, в яких застосовують методи короткострокового прогнозування. Більше того, у багатьох випадках вченим доводиться розробляти нові модифікації вже існуючих, оскільки стандартний набір відомих методів і підходів не завжди ефективний у нестандартних ситуаціях. При цьому, перед вченими постають методичні проблеми.

По-перше, немає достатньо обґрунтованих методів визначення конкретної величини константи згладжування α . З урахуванням того, що з часом еволюційні процеси економічної динаміки, розвиваючись, змінюють і період своєї інерційності, і характер розвитку, будь-які константи стають недоречними. Еволюційні процеси мають лише певні періоди відносної стабільності динаміки, які заміщаються періодами нестабільності. Тому втрачає обґрунтованість припущення про те, що знайдене на деякій минулій множинності спостережень динаміки показника оптимальне значення параметра буде також оптимальним і на іншій, ширшій множинності значень даного показника. Отже, оптимальність константи згладжування – явище тимчасове.

По-друге, всі перераховані модифікації методів адаптивного прогнозування побудовані на апріорному припущенні про характер прогнозованого процесу (лінійний тренд, мультиплікативний тренд), а еволюційні процеси за своєю суттю не мають динаміки, що підкоряється якомусь раз і назавжди заданому закону.

По-третє, всі модифікації методу Брауна засновані на припущенні, що прогнозовані показники змінюються у часі самостійно, незалежно від стану інших кон'юнктуруотворюючих факторів. Або, інакше кажучи, короткостроковому прогнозуванню підлягає тенденція, тренд розвитку показника економічної динаміки, а не економічна динаміка загалом як певна система. Якщо показник Y_t залежить від фактора X_t , то короткострокове прогнозування показника Y_t без динаміки фактора X_t є помилковим. А воно здійснюється в даних модифікаціях саме так.

Тому з метою удосконалення та впровадження принципів експоненційного згладжування у практику короткострокового прогнозування кон'юнктурного попиту пропонуємо ідею експоненційного методу перенести на факторні залежності. На нашу думку, подібне поєднання цих підходів дозволить вирішити якісно нову проблему короткострокового кон'юнктурного прогнозування, а саме – чому дорівнюватиме значення кон'юнктурного показника Y в наступний момент спостереження, якщо відомо, що фактор X прийме значення X_{T+1} .

У процесі кон'юнктурного дослідження ми довели, що найбільший вплив на коливання попиту здійснює фактор сезонності споживання пива. Виявлений вище щільний зв'язок між результативною (попитом) і факторною (сезонністю) ознаками дозволяє нам запропонувати в якості факторного показника температуру повітря, яка, на нашу думку, в короткостроковому періоді здійснює найбільший вплив на споживання пива, особливо в теплу пору року.

Розглянемо фактичні дані продажу пива в Україні та температурні показники за два місяці по декадах (табл. 1). Ми обрали квітень і травень, оскільки в цих місяцях у зв'язку з суттєвим підвищенням температури повітря збільшується споживання пива і, відповідно, збільшується ризик коливань попиту залежно від зміни погодних умов.

Таблиця 1

Динаміка вихідних показників, необхідних для короткострокового прогнозування попиту

Місяці	Квітень			Травень		
	1	2	3	4	5	6
Часові точки t (декади)						
Обсяги продажу, Y_t (тис. дал.)	5464	5851	5638	5951	6417	6986
Температура повітря, C_t°	11,2	17,7	16	17,3	21,4	25

Рівняння моделі, коли для моменту часу t показник попиту Y може бути представлений у вигляді лінійної залежності від C_t° (температури повітря) в цей же проміжок часу, матиме наступний вигляд:

(2)

У наступний момент часу $t + 1$ показник Y визначається наступною рівністю:

$$Y_{t+1} = a_0 + a_1 C_{t+1}^\circ = a_0 + a_1 \Delta C_t^\circ + a_1 \Delta C_{t+1}^\circ$$

або

$$Y_{t+1} = Y_t + a_1 \Delta C_t^\circ, \quad (3)$$

де $\Delta C_t^\circ = C_{t+1}^\circ - C_t^\circ$ – приріст фактора.

З табл. 1 та формули (2) для кожного конкретного ряду значень відомі як показники Y , так і показники C_t° , що дає змогу за допомогою формули (3) визначити коефіцієнт a_1 :

$$a_1 = \frac{Y_{t+1} - Y_t}{C_{t+1}^\circ - C_t^\circ}. \quad (4)$$

З огляду на те, що саме коефіцієнт a_1 у нашому випадку буде саме тим рядом, який потрібно адаптувати і спрогнозувати на наступний крок спостережень, стає зрозумілим алгоритм короткострокового прогнозування еволюційної складової показника Y_t , яка має вигляд неперервної, але постійно змінюваної лінійної залежності від фактора C_t° .

Спочатку на множинності існуючих даних спостережень для часу $t = 1, 2, \dots, T$ необхідно послідовно визначити експоненційно зважені значення коефіцієнта пропорційності:

$$\bar{a}_{(t+1)} = \alpha \frac{Y_{t+1} - Y_t}{C_{t+1}^\circ - C_t^\circ} + (1 - \alpha) \bar{a}_{1t}. \quad (5)$$

При обчисленні першого ряду таблиці виникає проблема, яка полягає у відсутності розрахункової (згладженої) величини коефіцієнта пропорційності \bar{a}_{1t} , отриманого на попередньому кроці обчислень.

Але до періоду $t = 1$ жодних спостережень не було, а отже, і розрахункового значення \bar{a}_{1t} не існує.

Однак без цього значення сам процес розрахунку виявляється неможливим. Отже, необхідно задати перше розрахункове значення. Помилка у його визначенні несуттєво вплине на результат, оскільки зі збільшенням кількості спостережень вага перших стає надзвичайно малою. Тому рекомендуємо для визначення \bar{a}_t усереднити два перших спостереження:

$$\bar{a}_t = (75 + 59,54) / 2 = 67,27.$$

Задавши перше значення для \bar{a}_t , виконаємо необхідні розрахунки для $\alpha = 0,1$. Результати подані у табл. 2.

Таблиця 2

Алгоритм розрахунку прогнозного значення коефіцієнта a при $\alpha = 0,1$

t	a_t	$\alpha \cdot a_t$	$(1 - \alpha)\bar{a}_t$	$\bar{a}_{(t+1)}$	$\varepsilon_t = (a_t - \bar{a}_t)^2$
1	75	0,1*75 = 7,50	(1-0,1)*67,27 = 60,54	135,54	59,75
2	59,54	0,1*59,54 = 5,95	(1-0,1)* 135,54 = 121,99	181,53	5776,46
3	125,29	0,1*125,29 = 12,53	(1-0,1)* 181,53 = 163,38	288,67	3162,79
4	240,77	0,1*240,77 = 24,08	(1-0,1)* 288,67 = 259,80	500,57	2294,01
5	113,66	0,1*113,66 = 11,37	(1-0,1)*500,57 = 450,51	564,17	149698,77
6	158,06	0,1*158,06 = 15,81	(1-0,1)* 564,17 = 507,76	665,82	164927,22

Значення розрахункового показника у нижньому рядку (665,82) є прогнозом коефіцієнта a на наступний крок спостережень. Але цей прогноз виконаний для константи згладжування $\alpha = 0,1$. Немає жодної гарантії, що це – найкраще значення константи згладжування. Тим більше, що обчислена на основі помилки дисперсія виявилась високою і дорівнює 233,07. Тому виконаємо такі ж обчислення для α в діапазоні від 0,2 до 0,9 включно.

У процесі розрахунків ми виявили, що найкращі прогнози значення коефіцієнта a будуть при $\alpha = 0,9$ (табл. 3).

Таблиця 3

Алгоритм розрахунку прогнозного значення коефіцієнта a при $\alpha = 0,9$

t	a_t	$\alpha \cdot a_t$	$(1 - \alpha)\bar{a}_t$	$\bar{a}_{(t+1)}$	$\varepsilon_t = (a_t - \bar{a}_t)^2$
1	75	0,9*75 = 67,50	(1-0,9)*67,27 = 6,73	81,73	59,75
2	59,54	0,9*59,54 = 53,59	(1-0,9)* 81,73 = 8,17	67,71	492,26
3	125,29	0,9*125,29 = 112,76	(1-0,9)* 67,71 = 6,77	132,06	3315,15
4	240,77	0,9*240,77 = 216,69	(1-0,9)* 132,06 = 13,21	253,98	11817,59
5	113,66	0,9*113,66 = 102,29	(1-0,9)*253,98 = 25,40	139,06	19688,62
6	158,06	0,9*158,06 = 142,25	(1-0,9)* 139,06 = 13,91	171,97	361,09

Обчислена дисперсія між теоретичними та фактичними значеннями коефіцієнта a при $\alpha = 0,9$ є найнижчою у діапазоні розрахунків $0 < \alpha < 1$ і дорівнює 77,17. Це дозволяє нам використати прогнозу величину коефіцієнта (171,97) в подальших розрахунках.

Отже, отримавши останнє розрахункове значення \bar{a}_{1T} , можна виконати прогноз показника попиту Y на наступний крок спостереження ($T+1$), для чого необхідно використати наступну формулу:

$$\bar{Y}_{T+1} = Y_T + \bar{a}_{1T} \Delta C_{T+1}^\circ \quad (6)$$

Припустимо, що у наступній декаді середня температура повітря становитиме 20°. Тоді прогнозне значення попиту у зв'язку зі зниженням температури (останнє значення температурного спостереження становило $C_T^\circ = 25$) дорівнюватиме:

$$\bar{Y}_{T+1} = 6986 + 171,97(20 - 25) = 6126,17.$$

Розрахункові значення прогнозованої величини попиту \bar{Y}_{T+1} залежно від можливих коливань температури повітря в першій декаді червня подані в табл. 4.

Таблиця 4

Сценарії розвитку попиту залежно від температурних коливань

Треба зазначити, що використання запропонованого ситуаційного підходу є дуже трудомістким процесом, пов'язаним зі значним обсягом розрахункових операцій. Тому, враховуючи необхідність отримання оперативної прогнозованої кон'юнктурної інформації, ми використали Microsoft Excel, який є універсальною програмою для всіх видів маркетингових досліджень. Також треба додати, що використання вбудованого стандартного пакету аналізу Microsoft Excel, в якому є функція "Экспоненциальное сглаживание", неможливе у запропонованому нами алгоритмі з двох причин:

– функція розрахована для виявлення експоненційної середньої одного показника відповідно до класичної формули Брауна (1) і не передбачає включення в розрахунки факторної складової;

– діапазон зміни коефіцієнта згладжування α , який повинен коливатись в межах від 0 до 1, в функції автоматично зафіксований на рівні $\alpha = 0,3$ і не підлягає коригуванню.

Тому, враховуючи всі теоретичні особливості як класичної моделі експоненційного згладжування, так і запропонованої нами її модифікації з включенням додаткового факторного показника, у середовищі Microsoft Excel нами була побудована власна програма, за допомогою якої передбачені формулами (1), (2), (3), (4), (5), розрахунки здійснюються миттєво. При введенні в модель будь-якого значення температурного показника, автоматично здійснюється перерахунок і виводиться прогнозне значення попиту на наступну декаду (див. табл. 4).

Узагальнюючи сказане, зазначимо, що основні переваги розробленої адаптивної моделі короткострокового прогнозування попиту залежно від погодних умов полягають у наступному: модель не потребує великого обсягу інформації, а ґрунтується на її інтенсивному аналізі, що органічно вписується в ідеологію тактичного управління; вона відрізняється ясністю та простотою математичного формулювання, її досить легко можна перенести на всі адитивні моделі, в тому числі й багатofакторні лінійні моделі; вона може слугувати інструментом регулювання стихійності ринку, оскільки дозволяє поетапно коригувати розроблену виробничо-збутову стратегію поведінки на ринку відповідно до змін кон'юнктури, непередбачуваних коливань ринку, тобто адекватно реагувати на фактори невизначеності і ризику, властиві зовнішньому середовищу; може використовуватися як інструмент усунення диспропорцій між виробництвом та споживанням пива, як засіб збалансування попиту та пропозиції на ринку, що обумовить до зменшення ризику дефіциту або надлишку продукції на ринку та оптимізує розподіл наявних ресурсів виробників.

\bar{Y}_{T+1}	20	21	22	23	24	25	26
	6128	6298	6470	6642	6814	6986	715

Література

1. Светульников С. Г. Прогнозирование экономической конъюнктуры в маркетинговых исследованиях. – СПб.: СПбГУЭФ, 1997. – 106 с.
2. Окрепкий Р. Застосування трендового моделювання в ринкових дослідженнях // Вісник Східноукр. націон. ун-ту ім. В. Даля – 2004. – №3. – С. 184–189.
3. Лукашин Ю. П. Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования временных рядов: Учеб. пособ. – М.: Финансы и статистика, 2003. – 416 с.
4. Четыркин Е. М. Статистические методы прогнозирования. – 2-е изд. перераб. и доп. – М.: Статистспозд, 1997. – 200 с.
5. Статистика рынка товаров и услуг: Учебник / Под ред. И. К. Беляевского – М.: Финансы и статистика, 2003. – 656 с.
6. Светульников С. Г. Методы маркетинговых исследований: Учеб. пособие. – СПб.: ДНК, 2003. – 352 с.
7. Сингаевская Г. И. Функции в Excel: Решение практических задач. – М.: Диалектика, 2005. – 880 с.