

УДК 519.863

## ПОРІВНЯННЯ МЕТОДІВ КОРОТКОСТРОКОВОГО ПРОГНОЗУВАННЯ ДЛЯ СЕЗОННОГО ВИРОБНИЧОГО ПРОЦЕСУ

Лисенко Олена Вікторівна,  
аспірант кафедри підприємництва та економіки підприємств  
Університету митної справи та фінансів  
e-mail: Lysienko.Elena@gmail.com

**Анотація.** Присвячено дослідженню і порівнянню методів короткострокового планування та прогнозування. За основу оцінювання прийнято дані підприємства, яке характеризується сезонним процесом виробництва. Тобто функція доходу підприємства і функція витрат, яка є базовою для проведеного дослідження, мають сезонний характер виробничого процесу в часовому вимірі. На основі наведених даних побудовано мультиплікативну економетричну модель динаміки часового ряду та пропорційну прогнозну модель на один період уперед і порівняно похибки розрахунку моделей. Вагомою умовою проведеного дослідження стало таке: наявність невеликої кількості даних спостережень часового ряду (менше ніж 12), що є певною перешкодою точності оцінювання. Дослідження показало, що показник похибки побудови моделі у пропорційному методі прогнозування менший, ніж в автокореляційно-регресійній моделі, середня відносна похибка прогнозування також істотно менша. Але автокореляційно-регресійна модель краще пояснює загальну варіацію рівнів часового ряду функції витрат за попередні періоди. Оцінка якості моделі в цьому разі також є досить високим прогнозованим значенням. Обидві моделі розраховують прогнозовані значення витрат, які логічно вкладаються в наявний часовий ряд, але пропорційна модель надає більш високий темп зростання показника. Тому доцільне використання обох методів для прогнозування обсягу витрат на один операційний період уперед.

**Ключові слова:** економетрична модель, мультиплікативна модель, авторегресійне рівняння, автокореляційна функція, просторово-часові ряди.

Формул.: 20; рис.: 1; табл.: 4; бібл.: 8.

## JUXTAPOSITION OF SHORT-TERM PROGNOSTICATION METHODS FOR SEASONAL INDUSTRIAL PROCESSES

Lysenko Olena,  
Ph. D. student  
Entrepreneurship and the Enterprises' Economics Department,  
University of Customs and Finances  
e-mail: Lysienko.Elena@gmail.com

**Abstract.** The present work represents investigation into the issue of short-term forecasting and prognostication methods, along with their juxtaposition. The calculations are based on figures of a firm distinguished by its seasonal production process. This means that the firm's income function has seasonal character in time measurement. The expenditure function that is basic for the research conducted appears seasonal as well, but at a slower tempo than the income function. As a rule, optimization of firms' management at large and individual operational periods planning both rest on appliance of econometric modeling and prognostication of changes in industrial processes' figures. Forecast always turns multichoice and thus suggesting several alternative solutions. This is why multiplicative econometric model of time series dynamics as well as proportional predictive model for one period in advance is being formed on the basis of aforementioned figures. Hereupon, errors of models' calculation are being computed and compared. The essential condition for conduct of this research proves to be the availability of a low number of time series observations data (up to 12), which obstructs precision of calculations in each case under consideration.

The research held has demonstrated that the error rate for a model formed via proportional method of prognostication recedes the one of regression autocorrelation model, with the mean relative error's value significantly shifting downwards as well. In the meanwhile, it is the regression autocorrelation model that better reflects the cumulative variation of expenditure function's time series levels for preceding periods. In this case a model's quality rating also turns of rather high predictive value.

Both models imply calculations of expenditures predictive values that logically fit with existing time series, whereas the proportional model lends higher tempo of the rate's increase. Hereby it appears expedient to resort to both methods of expenditure amounts prognostication for one operational period in advance.

Furthermore, the research has proved that the proportional method holds a certain advantage, since here prognostication requires only two discrete quantities being expenditure values of two preceding periods. At the same time, the multiplicative model requires sequential series of points marking expenditure values for periods at advisable number of over 12.



**Keywords:** econometric model, multiplicative model, autoregression equation, autocorrelation function, space-time series.

Formulas: 20; fig.: 1; tabl.: 4; bibl.: 8.

## СРАВНЕНИЕ МЕТОДОВ КРАТКОСРОЧНОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ДЛЯ СЕЗОННОГО ПРОИЗВОДСТВЕННОГО ПРОЦЕССА

Лысенко Елена Викторовна,

аспирант кафедры предпринимательства и экономики предприятий

Университета таможенного дела и финансов

e-mail: Lysienko.Elena@gmail.com

**Аннотация.** Посвящается исследованию и сравнению методов краткосрочного планирования и прогнозирования. За основу оценивания приняты данные предприятия, которое характеризуется сезонным процессом производства. Функция дохода предприятия и функция его затрат, которая является базовой для данного исследования, демонстрируют сезонный характер производственного процесса во времени. На основе предоставленных данных построены эконометрическая модель динамики часового ряда и пропорциональная прогнозная модель на один период вперед, проведено сравнение ошибок расчета моделей. Важным условием проведенного исследования является наличие малого числа данных наблюдений временного ряда (меньше 12), что является препятствием для точности оценки. Исследование показало, что ошибка построения модели в пропорциональном методе прогнозирования, меньше чем в автокорреляционно-регрессивной модели, средняя относительная ошибка прогнозирования так же существенно меньше. Но автокорреляционно-регрессивная модель лучше поясняет общую вариацию уровней часового ряда функции затрат за прошлые периоды. Оценка качества модели, в данном случае, так же есть достаточно высоким прогнозным значением. Обе модели рассчитывают прогнозные значения затрат, которые логично вписываются в существующий часовой ряд, но пропорциональная модель демонстрирует более высокий темп роста показателя затрат. Поэтому целесообразно использовать оба метода для прогнозирования объема затрат на один операционный период вперед.

**Ключевые слова:** эконометрическая модель, мультипликативная модель, авторегрессионное уравнение, автокорреляционная функция, пространственно-часовые ряды.

Формул: 20; рис.: 1; табл.: 4; библи.: 8.

**Вступ.** Однією з основних функцій планування є забезпечення умов оптимальності та результативності господарсько-фінансової діяльності будь-якого підприємства. Сам процес планування передбачає: вибір цілей, вибір принципів планування, вибір методів планування і прогнозування майбутніх показників діяльності підприємства. Зазвичай, для обґрунтування і визначення рівня різних планових показників застосовують методи «від досягнутого рівня» або метод «динаміки попередніх років», тобто балансовий метод; нормативний метод; факторний метод; аналітично-розрахунковий метод; метод програмно-цільового планування. У широкому розумінні планування включає власне планування і прогнозування [1]. Прогноз виступає основою ухвалення планових рішень. План і прогноз — це дві стадії планування, які взаємно доповнюють одна одну. Прогноз у своїх об'єктах і завданнях визначається потребами складання планів і зумовлює їх. Кожен план є одноваріантним. Прогноз завжди багатоваріантний і пропонує кілька альтернативних рішень [2]. З усієї множини підходів до прогнозування найбільше розповсюдження отримали методи експертних оцінок, методи обробки просторових, часових, просторово-часових сукупностей, методи ситуаційного аналізу, прогнозування пропорційним методом [3, с. 164].

**Аналіз досліджень і постановка завдання.** Дослідженню питань прогнозування у планово-аналітич-

ній діяльності підприємств присвячено роботи вітчизняних (Л. В. Антонова, І. А. Бланк, Н. Є. Бойцун, О. С. Вентцель, В. В. Ковальов, Л. І. Лопатніков, О. О. Ляховець, О. М. Марюта та ін.) та іноземних учених (Г. Мінцберг, Дж. Куїн, С. Гошал, Дж. К. Ван Хорн, Дж. М. Вахович-мол., Е. Хелферт). Найбільша увага в цих роботах приділяється короткостроковому плануванню і прогнозуванню та поєднанню системи планування в єдине ціле з організаційною структурою підприємства. Оптимізація управління підприємствами в цілому і планування окремих операційних періодів, здебільшого, спирається на використання економіко-математичного моделювання і прогнозування змін показників виробничих процесів. Такі прогнозовані розрахунки багаторазово досліджено й обґрунтовано в цих та багатьох інших авторів.

Підходи до побудови прогнозованих математичних моделей щодо ймовірностей, моделювання динамічних систем, методам імітаційного моделювання присвячено роботи вітчизняних та іноземних учених, серед яких: Л. В. Антонова, О. С. Вентцель, О. В. Бережна, В. І. Бережной, Л. І. Лопатніков, О. О. Ляховець. Сучасним проблемам моделювання соціально-економічних систем, моделям і методам соціально-економічного прогнозування присвячено дослідження українських науковців — В. В. Вітлінського, В. В. Іванова, Т. С. Клебанової, Ю. Г. Лисенко, В. М. Порохні, О. І. Черняка. Вирішення задач оптимізації

і рівноваги економічних систем змальовується в роботах В. М. Вовка, В. М. Гейця, К. А. Кизима, К. Ф. Ковальчука, Л. А. Останкової, В. С. Пономаренко. У роботах цих науковців простежується тенденція комплексного і системного підходу до діяльності підприємств.

*Метою статті* є порівняння наявних методів короткострокового прогнозування на основі пропорційних розрахунків і побудови економетричної моделі часових рядів для сезонного виробничого процесу.

**Результати дослідження.** У роботі аналізуємо функцію витрат підприємства, тому що ця функція залежить від багатьох факторів і є визначальною для прибуткового функціонування цих підприємств. Функції витрат можуть мати зростаючий характер, спадний характер, змальовувати виробничий процес, який містить сезонні чи циклічні коливання [1, с. 72]. Аналізуємо функцію витрат підприємства, що має сезонний характер виробництва. Умовою дослідження будемо вважати наявність невеликої кількості даних за попередні операційні періоди (від двох до 12 точок спостереження).

У короткостроковому прогнозуванні найчастіше застосовується пропорційний метод. Це є зручно, коли в наявності дані тільки за два минулі періоди спостереження. В інших випадках застосовуються економетричні моделі динаміки часових рядів. Дискретний часовий ряд розглядаємо як послідовність значень  $y_1, y_2, \dots, y_n$  в момент часу  $t$ , тобто  $y_t$  ( $t = 1, 2, \dots, n$ ) [4, с. 159]. Часовий ряд також можна представити так:

$$y_t = x_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

де  $x_t$  — детермінована випадкова компонента процесу;  
 $\varepsilon_t$  — стохастична випадкова компонента процесу.

За наявності в часовому ряді тенденції та циклічних коливань має місце автокореляційна залежність рівнів ряду, тобто значення кожного наступного рівня часового ряду залежать від попередніх значень. Автокореляційну залежність можна виміряти, розраховуючи лінійні коефіцієнти кореляції між рівнями вихідного часового ряду і рівнями того самого ряду, зсунути на декілька кроків у часі [5, с. 106]. Коефіцієнти кореляції розраховуємо за формулою:

$$r_{xy} = \frac{\Sigma(x - x^{cp}) \cdot (y - y^{cp})}{\sqrt{\Sigma(x - x^{cp})^2 \cdot \Sigma(y - y^{cp})^2}}, \quad (2)$$

де  $x^{cp}, y^{cp}$  — матсподівання.

Автокореляційну функцію будемо розрахунком коефіцієнтів автокореляції різних рівнів ряду, вона допомагає виявити в часовому ряді наявність чи відсутність трендової компоненти. Ряд містить тільки тенденцію, коли найбільш високим є автокореляційний коефіцієнт першого порядку. Якщо найбільш високим є коефіцієнт автокореляції порядку  $i$ , то ряд містить циклічні коливання з періодичністю  $b$  і моментів часу. У тому разі, коли жоден із коефіцієнтів автокореляції не є значущим, то ряд може не містити тенденції, або ряд містить сильну нелінійну тенденцію. Що більше різняться розраховані коефіцієнти, то сильніше виражена нелінійна тенденція в часовому ряді.

Далі, при побудові економетричної прогнозної моделі відбувається побудова аналітичної функції (тренду), що характеризує залежність рівнів ряду від часу.

Для її формалізації найчастіше використовують такі функції [5, с. 110]:

1. Лінійний тренд:

$$y_t = a + b \cdot t; \quad (3)$$

2. Гіпербола:

$$y_t = a + \frac{b}{t}; \quad (4)$$

3. Експоненційний тренд:

$$y_t = e^{a+bt}; \quad (5)$$

4. Тренд у формі степеневі функції:

$$y_t = a \cdot t^b; \quad (6)$$

5. Парабола другого і вищого порядку:

$$y_t = a + b_1 \cdot t + b_2 \cdot t^2 + \dots + b_k \cdot t^k. \quad (7)$$

Параметри кожного з трендів визначаються методом найменших квадратів, де залежна змінна —  $y$ , а незалежна —  $t = i = 1, 2, \dots, n$ . Вибираємо рівняння тренду з максимальним коефіцієнтом детермінації  $R$ .

Вибір адитивної чи мультиплікативної моделі відбувається на основі аналізу структури сезонних коливань [6]. Мультиплікативна економетрична модель представлена як добуток компонент: трендової  $T$ , сезонної  $S$  і випадкової  $E$ :

$$Y = T \cdot S \cdot E. \quad (8)$$

Для побудови мультиплікативної економетричної моделі вихідний часовий ряд вирівнюється методом ковзкого середнього [7], для чого підсумовуємо рівні ряду послідовно за кожні  $i$  періодів із зсувом на один момент часу. Наступна операція полягає в тому, що отримані укрупнені дані ділять на число періодів, що укрупнювались. Отриманні значення приводять у відповідність до фактичних моментів часу, для чого знаходимо середні значення з кожних двох послідовних ковзких середніх — центровані ковзкі середні  $Y_{iu}$ . Далі розраховують значення сезонної компоненти  $S$ , які на наступному етапі усуваються з вхідних рівнів ряду. Вважається, що сезонні дії за період взаємно погашаються [5, с. 104]. Після розрахунку значень центрованих ковзких середніх  $Y_{iu}$  на їх основі будемо рівняння тренду  $T$  і за допомогою коефіцієнта детермінації обираємо тип тренду і відповідне йому рівняння, на основі якого обчислюємо значення тренду  $T$ .

Оцінка значень циклічної складової  $S$ :

$$C_i = \frac{Y_{iu}}{T_i}. \quad (9)$$

Оцінка впливу сезонної та випадкової складових:

$$S_i \cdot E_i = \frac{Y_i}{T_i}. \quad (10)$$

Сезонну складову  $S$  розраховуємо так.

У кожному макроперіоді (циклі) є сума значень  $S_i \cdot E_i$  без урахування максимального і мінімального значень:

$$\sum_{i=1}^n S_i \cdot E_i = \sum_{j=1}^m S_{ij} \cdot E_{ij} - \max S_{ij} \cdot E_{ij} - \min S_{ij} \cdot E_{ij}, \quad (11)$$

де  $i \in [1; n]$  — кількість макроперіодів (циклів),  $j \in [1; m]$  — кількість періодів (кроків) у циклі.

Далі обчислюємо оцінку модифікованого середнього значення сезонної компоненти:



$$S_i^{cp} = \frac{\sum_{i=1}^n S_i \cdot E_i}{n} \quad (12)$$

У мультиплікативній моделі сума значень сезонної складової за всіма макроперіодами (циклами) повинна дорівнювати кількості періодів у циклі, тому що сезонні впливи за цикл взаємно погашаються. Потім розраховуємо коригуючий коефіцієнт  $k$ :

$$\left| \frac{\sum_{i=1}^n PN_i}{\sum_{i=1}^n (Z_i - Z_{i-1})} \right| \in [0; \infty]. \quad (13)$$

Скориговані модифіковані середні сезонної складової:

$$S_i = k \cdot S_i^{cp}. \quad (14)$$

Оцінка значень випадкової складової:

$$E_i = \frac{S_i \cdot E_i}{S_i}. \quad (15)$$

Абсолютні похибки в мультиплікативній моделі визначаємо так:

$$E_i' = Y_i - T_i \cdot C_i \cdot S_i = Y_i - Y_{it}. \quad (16)$$

Оцінку якості й адитивної, і мультиплікативної моделей визначаємо за формулою:

$$R_y^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (E_i')^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - Y_i^{cp})^2}, \quad (17)$$

де  $Y_i^{cp} = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{n}$  — середнє значення рівнів ряду.

Прогнозоване значення  $Y_t$  у мультиплікативній моделі дорівнює:

$$Y = T \cdot S \cdot E. \quad (18)$$

Задля оцінки точності прогнозування значення грошового потоку чи його складових (функцій доходу, витрат, прибутку) на  $i$ -му інтервалі розглянемо пропорційний метод, який найчастіше використовують на практиці [3, с. 420]. На основі темпу зростання обраного показника  $D$  перераховуються інші показники балансу. Таким чином розраховане прогнозоване значення витрат на період  $i + 1$ :

$$Z_{i+1}' = \frac{D_i}{D_{i-1}} \cdot Z_i. \quad (19)$$

Далі наведено дослідження функції витрат  $f(Z_i) = Y_i$  (табл. 1 і рис.), яка характеризує виробництво, якому притаманні сезонні коливання бізнесу [1, с. 73, 85].

Таблиця 1

Розрахунок параметрів мультиплікативної економетричної моделі функції витрат (сезонні коливання бізнесу, експоненційний тренд)

(t)	i	$Y_i = Z_i$ (1 000 у.о.)	$r_i$	$\bar{y}_i$	$\bar{y}_i'$	$T_i$	$\hat{C}_t$	$\hat{S}_i \cdot \hat{E}_i$	$\hat{S}_i$	$\hat{E}_i$	$\hat{E}_i'$
3	1	330,00	1,00	330,00							
1	2	550,00	0,80	550,00	440,00	860,94	0,51	1,25	0,79	1,58	201,09
2	3	770,00	0,31	756,67	653,33	823,06	0,79	1,18	0,74	1,59	286,58
3	4	950,00	-0,32	956,67	856,66	786,84	1,09	1,11	1,47	0,76	-306,81
1	5	1 150,00	-0,82	1 100,00	1 028,33	752,22	1,37	1,12	0,79	1,41	334,54
2	6	1 200,00	-0,93	1 200,00	1 150,00	719,12	1,60	1,04	0,74	1,41	349,09
3	7	1 250,00	-0,96	1 216,67	1 208,33	687,48	1,76	1,03	1,47	0,71	-522,73
1	8	1 200,00	-0,90	1 033,33	1 125,00	657,23	1,71	1,07	0,79	1,35	307,89
2	9	650,00	-0,89	743,33	888,33	628,31	1,41	0,73	0,74	0,99	-7,30
3	10	380,00	-0,92	450,00	596,66	600,66	0,99	0,64	1,47	0,43	-495,36
1	11	320,00	-1,00	336,67	393,33	574,23	0,69	0,81	0,79	1,02	8,09
2	12	310,00		315,00	325,83	548,96	0,59	0,95	0,74	1,29	68,91
3	13	<b>294,86</b>				<b>393,27</b>	0,51		1,47		

Умовні позначення: (t) — цикл; t (t = i) — інтервал;  $Y_i$  — значення функції витрат;  $r_i$  — значення автокореляційної функції;  $\bar{y}_i$  — ковзка середня;  $\bar{y}_i'$  — центрована ковзка середня;  $T_i = y = 942,02e - 0,045x$  — рівняння тренду;  $\hat{C}_i = \bar{y}_i'/T_i$  — оцінка значень циклічної складової;  $\hat{S}_i \hat{E}_i = Y_i/\bar{y}_i'$  — оцінка значень сезонної та випадкової складових;  $\hat{S}_i$  — оцінка значень сезонної складової;  $\hat{E}_i = (\hat{S}_i \hat{E}_i)/\hat{S}_i$  — оцінка значень випадкової складової;  $\hat{E}_i' = Y_i - T_i \hat{C}_i \hat{S}_i = (Y_i - \bar{y}_i \hat{S}_i)$  — абсолютна похибка;  $\hat{E}_i'^2$  — квадрат абсолютної похибки;  $Z_{12}$  — отримане прогнозоване значення функції витрат.

Примітка. Розроблено автором.

За значеннями автокореляційної функції можна зробити висновок, що часовий ряд містить коливання періодичністю три інтервали ( $r_5 - r_8$ ). Тісної кореляції коефіцієнтів  $r_2, r_3$  немає (0,800; 0,308). Це свідчить про відсутність лінійного тренду, має місце сильна не-

лінійна тенденція. Економетричну мультиплікативну модель розраховуємо за допомогою експоненційного тренду ( $R^2 = 0,1019$ ). Після застосування у формулі експоненційного тренду відповідних значень t отримані результати занесено у стовпчик  $T_i$  (див. табл. 1).

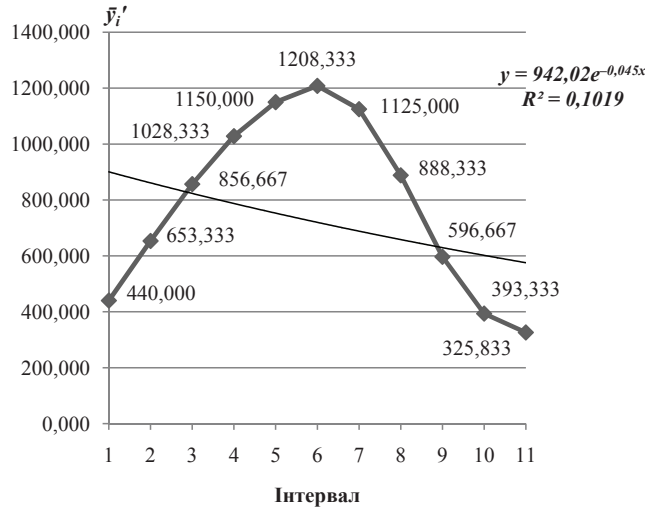


Рис. Графік центрованої ковзкої середньої функції витрат.

Побудова лінії тренду та авторегресійного рівняння (виробництво, що має сезонний характер)

Примітка. Розроблено автором.

Оцінки значень циклічної складової  $\hat{C}_i$  розраховано за формулою (9). Визначення сукупного впливу сезонної та випадкової складових проведено за формулою (10), де  $Y_i$  — фактичні значення функції витрат за період  $i$ . Визначення сезонної складової наведено в табл. 2.

Таблиця 2

Розрахунок сезонних складових за періодами

Кількість періодів у циклі	Значення $S_i E_i$ за період		
	кількість періодів $N$		
	1	2	3
1	1,250	1,179	1,109
2	1,118	1,044	1,035
3	1,067	0,814	0,637
4	0,814	0,951	0,000
$\Sigma(\hat{S}_i \hat{E}_i) - \min \hat{S}_i \hat{E}_i - \max \hat{S}_i \hat{E}_i$	2,185	1,995	1,671
$Scp_i = (\Sigma(\hat{S}_i \hat{E}_i) - \min \hat{S}_i \hat{E}_i - \max \hat{S}_i \hat{E}_i) / m; i \in [1; 3]$	0,559	0,522	1,035
$\Sigma Scp_i$	2,115		
$N$	3,000		
$K = N / \Sigma Scp_i$	1,418		
$\hat{S}_i = k Scp_i$	0,793	0,740	1,467

Умовні позначення:  $Scp_i$  — модифіковане середнє;  $Scp_i = (\Sigma(\hat{S}_i \hat{E}_i) - \min \hat{S}_i \hat{E}_i - \max \hat{S}_i \hat{E}_i) / m; i \in [1; 3]; m$  — кількість значень у стовпці без  $\min$  і  $\max$  значень;  $N$  — кількість періодів у циклі (у мультиплікативній моделі сума значень сезонної складової по періодах повинна дорівнювати кількості періодів у циклі  $\Sigma Scp_i = 3$ );  $k$  — коригуючий коефіцієнт,  $k = N / \Sigma Scp_i$ ;  $\hat{S}_i = k Scp_i$  — скориговане модифіковане середнє.

Примітка. Розроблено автором.

Оцінку значень випадкової складової проводимо за формулою (15). Абсолютну похибку для кожного рівня ряду знаходимо за формулою:

$$E_i = Y_i - T_i \cdot C_i \cdot S_i. \quad (20)$$

Сума квадратів абсолютних помилок і квадратів відхилень рівнів ряду від прогнозованих значень для випадку виробництва, що має сезонні коливання, становить:  $(E_i)^2 = 1\,068\,772,241$ ,  $\sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = 1\,463\,825,000$ . Похибка побудови мультиплікативної моделі не є високою:

$$R_i = \frac{\sum_{i=1}^n (E_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - Y_i^{cp})^2} \cdot 100\% = \frac{1\,068\,772,241}{1\,463\,825,000} \cdot 100\% = 73,012\%.$$

Мультиплікативна модель часового ряду пояснює 26,988 % загальної варіації рівнів часового ряду функції витрат, тому що оцінка якості моделі:

$$R_y^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (E_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - Y_i^{cp})^2} = \left(1 - \frac{1\,068\,772,241}{1\,463\,825,000}\right) = 0,269.$$

Прогнозоване значення витрат наступного операційного періоду  $t = 13(1)$  (першого місяця наступного року) становитиме:

$$Z_{13} = T_{13} \cdot C_2 \cdot S_3 = 393,866 \cdot 0,511 \cdot 1,467 = 294,864 \cdot 1000 \quad (\text{умовн. од.}).$$



Оскільки прогноз складено на один період вперед, зультатами порівняння фактичного і прогнозованого відносну похибку розрахунків можна оцінювати за ре- значень останнього рівня ряду 12:

$$m_a = \left| \frac{Y_{12} - Y'_{12}}{Y'_{12}} \cdot 100\% \right| = \left| \frac{310,000 - 241,092}{241,092} \cdot 100\% \right| = 28,582\%$$

де  $Y_i$  — фактичне значення витрат за період;  $Y_{12} = 310,000$ ;

$Y'_i$  — прогнозоване значення витрат за період;  $Y'_{12} = 241,092$ .

Розрахуємо прогнозовані показники сезонного процесу за пропорційним методом (табл. 3).

Таблиця 3

Розрахунок прогнозованих значень функції витрат за пропорційним методом (сезонні коливання бізнесу)

$t_i$	$Y_i = Z_i$ (1 000 у. о.)	$D_i$	$D_i/D_{i-1}$	$Z'_i$	$E_i(Z) = Y_i - Z'_i$	$E_i^2(Z)$	$(Z_i - Z'_i)/Z'_i$
1	330,000	300,000	1,000				
2	550,000	500,000	1,667	330,000	220,000	48 400,000	0,667
3	770,000	700,000	1,400	916,667	-146,667	21 511,111	-0,160
4	950,000	900,000	1,286	1 078,000	-128,000	16 384,000	-0,119
5	1 150,000	1 200,000	1,333	1 221,429	-71,429	5 102,041	-0,058
6	1 200,000	1 300,000	1,083	1 533,333	-333,333	111 111,111	-0,217
7	1 250,000	1 400,000	1,077	1 300,000	-50,000	2 500,000	-0,038
8	1 200,000	1 100,000	0,786	1 346,154	-146,154	21 360,947	-0,109
9	650,000	700,000	0,636	942,857	-292,857	85 765,306	-0,311
10	380,000	400,000	0,571	413,636	-33,636	1 131,405	-0,081
11	320,000	300,000	0,750	217,143	102,857	10 579,592	0,474
12	310,000	320,000	1,068	240,000	70,000	4 900,000	0,292
<b>13(1)</b>	<b>Прогнозоване значення</b>			<b>331,080</b>	$\Sigma(Z_i - Z'_i)/Z'_i$		<b>0,338</b>

Умовні позначення:  $t_i$  — номер інтервалу;  $Y_i = Z_i$  — значення функції витрат;  $D_i$  — значення функції доходу від реалізації продукції;  $D_i/D_{i-1}$  — темп зростання показників;  $Z'_i$  — прогнозовані значення функції витрат;  $E_i(Z) = Y_i - Z'_i$  — абсолютна похибка;  $E_i^2(Z)$  — квадрат абсолютної похибки;  $(Z_i - Z'_i)/Z'_i$  — відносна похибка;  $Z_{12}$  — отримане прогнозоване значення функції витрат.

Примітка. Розроблено автором.

Прогнозоване значення витрат на 13-й період (перший період нового року):

$$Z'_{13(1)} = \frac{D_{12}}{D_{11}} \cdot Z_{12} = \frac{320,000}{300,000} \cdot 310,000 = 1,068 \cdot 310,00 = 331,080 \cdot 1000 \text{ (умовн. од.)}$$

Похибка побудови моделі за прогнозованим методом є істотною:

$$R_i = \frac{\sum_{i=1}^n (E_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - Y_i^{cp})^2} \cdot 100\% = \frac{328745,513}{2348789,661} \cdot 100\% = 13,996\%$$

Оцінка якості моделі:

$$R_j^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (E_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - Y_i^{cp})^2} = \left(1 - \frac{328745,513}{2348784,661}\right) = 0,860.$$

Середня відносна похибка оцінки прогнозу [4, с. 182] для сезонного процесу:

$$m_a = \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{Y_i - Y'_i}{Y'_i} \cdot 100\% \right| = \left| \frac{1}{11} \cdot 0,338 \cdot 100\% \right| = 3,077\%$$

Зведемо отримані дані разом (табл. 4).

Таблиця 4

Характеристики економетричної мультиплікативної та пропорційної моделей (сезонні коливання бізнесу)

Показник	$Z_{i-1}$ (1 000 у. о.)	$Z_i$ 1 000 у. о.)	$Z'_{i+1}$ 1 000 у. о.)	Похибка побудови моделі $R$	Оцінка якості моделі $R^2$	Середня відносна похибка $m_a$
Мультиплікативна модель	320,000	310,00	308,436	73,012%	0,269 (26,988%)	28,582%
Пропорційна модель	320,000	310,00	320,333	13,996%	0,860 (86,004%)	3,077%

Умовні позначення:  $Z_{i+1}$  — прогнозовані значення витрат періоду  $i + 1$ .

Примітка. Розроблено автором.

Отримано істотні, але не критичні значення похибки моделі, побудованої за пропорційним методом. Ця модель достовірно змальовує тільки 86,004 % поведінки процесу.

Середня відносна похибка є невеликою: 3,077 %. Можна побачити, що мультиплікативна модель достовірно змальовує 26,988 % процесу. Середня відносна похибка цієї моделі — 28,582 %.

Наведені прогнозовані методи змальовують різні відсотки достовірності розрахунків обсягу коштів, потрібних на майбутній операційний період фінансування. Треба зазначити той факт, що похибка побудови моделі за сезонного процесу має значний обсяг. Середня відносна похибка часових рядів має саме таку ж тенденцію: вона є істотно більшою в разі сезонного виробничого процесу. Це свідчить про певні труднощі прогнозування в разі періодичного процесу, яким є сезонний процес виробництва, тому що в економічній практиці великі амплітуди коливання значень витрат чи інших показників навколо нього матсподівання говорить про дуже нестійку ситуацію на ринках продажів продукції підприємства і про наявність певних кризових явищ усередині виробничого періоду цього підприємства. Наприклад, за великої амплітуди коливань показників навколо їхніх математичних сподівань спрогнозувати обсяг показника можливо, та в наявності буде значна похибка прогнозування. Крім того, визначити напрямки зміни показника (чи є він від'ємним, чи додатним), навіть маючи статистично великий часовий ряд спостережень, неможливо. Прогноз у разі частих періодичних коливань буде запізнюватися як мінімум на один період. Для такого підприємства як метод стабілізації фінансових витрат можна застосовувати накопичення (резервування) невикористаних коштів у додатних фінансових періодах та їх використання у від'ємних операційних фінансових періодах.

Розглянуті способи прогнозування значення функції витрат підприємств на наступний операційний період свідчать, що в короткостроковому плануванні на один операційний період уперед можливо користуватись як першим, так і другим сценаріями прогнозів [8]. До речі, пропорційний метод широко застосовується в розрахунках прогнозованих даних балансів підприємств. Цей прогноз має перевагу, яка полягає в тому, що прогнозування можливе за наявності значень економічних показників діяльності підприємства тільки двох попередніх періодів. Цей прогноз не буде

стовідсотковим, але він буде незалежним від попередніх значень часового ряду. Прогноз за економетричною моделлю доречно будувати в як один із сценаріїв розвитку процесу, особливо, якщо характер поведінки виробничого процесу передбачити важко. У цьому разі прогнозоване значення функції витрат на наступний поточний операційний період є дещо більшим, ніж отримано за балансовим прогнозованим методом. Воно має забезпечити більш високі показники загальних планових витрат на наступний період.

Для кожного конкретного підприємства доречно обирати сценарій прогнозування за критерієм мінімальної похибки прогнозування, урахувавши особливості розвитку процесу. Також можна залишити вибір прогнозованого методу на розсуд керівництва підприємства чи його менеджерів.

**Висновки.** Тенденція поведінки даних часового ряду в мультиплікативній прогнозованій моделі зберігається. У пропорційній моделі ця тенденція зберігається не так явно. Але пропорційний метод надає значно менші похибки прогнозування. Тобто прогнозування пропорційним методом є більш достовірним для ситуації з наявністю невеликої кількості періодів спостереження.

За наявності великої амплітуди коливань показників навколо їхніх математичних сподівань спрогнозувати обсяг показника важко, тому що в наявності буде значна похибка прогнозування. Визначити напрямки зміни показника (чи є він від'ємним, чи додатним), навіть маючи статистично великий часовий ряд спостережень, неможливо. Прогноз у разі частих періодичних коливань буде запізнюватися як мінімум на один період.

Для підприємства, якому притаманні сезонні коливання бізнесу, як метод стабілізації фінансових витрат можна рекомендувати накопичення (резервування) невикористаних коштів у додатних фінансових періодах та їх використання у від'ємних операційних фінансових періодах.

#### Список використаної літератури

1. Хелферт Э. Техника финансового анализа / Э. Хелферт. — [10-е изд.]. — Санкт-Петербург : Питер, 2003. — 640 с.
2. Минцберг Г. Стратегический процесс / [Г. Минцберг, Дж. Куин, С. Гошал] ; пер. с англ. под ред. Ю. Н. Каптуровского. — Санкт-Петербург : Питер, 2001. — 688 с.
3. Ковалев В. В. Финансовый менеджмент. Теория и практика / В. В. Ковалев. — [2-е изд., перераб. и доп.]. — Москва : ТК Велби, изд. Проспект, 2007. — 1024 с.
4. Бережная Е. В. Математические методы моделирования экономических систем / Е. В. Бережная, В. И. Бережной. — [2-е изд., перераб. и доп.]. — Москва : Финансы и статистика, 2006. — 432 с.
5. Антонова Л. В. Эконометрика / Л. В. Антонова, О. О. Ляховец ; Чорномор. держ. ун-т ім. Петра Могили. — Миколаїв : ЧДУ ім. П. Могили, 2011. — 232 с.
6. Марюта А. М. Экономико-математическое моделирование и оптимизация управления организациями : монография / А. М. Марюта, Н. Е. Бойцун. — Днепропетровск : Изд-во Днепропетр. ун-та, 2006. — 540 с.
7. Лопатников Л. И. Экономико-математический словарь : Словарь современной экономической науки / Л. И. Лопатников. — [5-е изд., перераб. и доп.]. — Москва : Дело, 2003. — 520 с.
8. Гудзь Т. П. Економіко-математичне моделювання довгострокової фінансової рівноваги підприємства / Т. П. Гудзь // Вісник Хмельницького національного університету. — 2016. — № 6. — С. 60—67. — (Серія «Економічні науки»).



## References

1. Helfert, E. A. (2003). *Tekhnika finansovogo analiza [Techniques of Financial Analysis]*, 10th ed. Saint Petersburg: Piter [in Russian].
2. Mintzberg, G., Quin, G., & Goshal, S. (2001). *Strategicheskiiy protsess [Strategic Process]*. Saint Petersburg: Piter [in Russian].
3. Kovalev, V. V. (2007). *Finansovyyu menedzhment. Teoriya i praktika [Financial Management. Theory and Practice]*, (2nd ed., rev.). Moscow: TK Velbi, Prospekt [in Russian].
4. Berezhnaya, Ye. V., & Berezhnoy, V. I. (2006). *Matematicheskiye metody modelirovaniya ekonomicheskikh sistem [Mathematical Methods of Economical Systems' Modeling]*, (2nd ed., rev.). Moscow: Finansy i Statistika [in Russian].
5. Antonova, L. V., & Liakhovets, O. O. (2011). *Ekonometrika [Econometrics]*. Mykolaiv: Chornomorskyi State University [in Ukrainian].
6. Mariuta, A. M., & Boitsun, N. Ye. (2006). *Ekonomiko-matematicheskoye modelirovaniye i optimizatsiya upravleniya organizatsiyami [Economical and Mathematical Modeling and Optimization of Organizations' Management]*. Dnepropetrovsk: Dnepropetrovsk University [in Russian].
7. Lopatnikov, L. I. (2003). *Ekonomiko-matematicheskiiy slovar: Slovar sovremennoy ekonomicheskoy nauki [Mathecon Dictionary: A Reference of Modern Applied and Mathematical Economics]*, (5th ed., rev.). Moscow: Delo [in Russian].
8. Gudz, T. P. (2016). Ekonomiko-matematichne modeliuвання dovgostrokovoi finansovoi rivnovagy pidpriemstva [Economic-mathematical modeling of enterprise long-term financial equilibrium]. *Visnyk Khmelnytskogo natsionalnogo universytetu. Seriya «Ekonomichni nauky» — Herald of Khmelnytskyi National University. Ser. «Economic science»*, 6, 60—67 [in Ukrainian].