

ПРОГНОЗУВАННЯ ПРИБУТКУ КАЧАНІВСЬКОГО ГПЗ ПАТ «УКРНАФТА» НА ОСНОВІ ДОСЛІДЖЕННЯ ТРЕНД- СЕЗОННИХ ПРОЦЕСІВ

І. І. Скрильник, М. В. Замашка.

Полтавський національний технічний університет ім. Ю. Кондратюка.

© Скрильник І. І., 2013.

© Замашка М. В., 2013.

Стаття отримана редакцією 23.05.2013 р.

Вступ. Для підвищення ефективності діяльності підприємства та отримання високих прибутків необхідно зважати на нерівномірність розподілу обсягів робіт протягом року, зокрема сезонів. Сезонні фактори потрібно завжди враховувати при вдосконаленні організаційно-економічних процесів. Вплив сезонності виявляється в аритмії виробничих процесів, наприклад недовантаженні виробничих потужностей в одні періоди року і більш інтенсивному їх використанні в інші періоди, що позначається на економічних показниках підприємства. Уміння вимірювати й аналізувати зміни цих показників дозволяє прогнозувати і цілеспрямовано впливати на розвиток процесів, залежних від сезонних коливань.

Огляд останніх джерел досліджень і публікацій. Вивченням тренд-сезонних процесів та їх впливів на виробництво займаються чимало вітчизняних і зарубіжних учених. Так, А. В. Коваленко, А. В. Безрукова у своїх дослідженнях аналізували сезонну хвилю обсягу перевалки вантажів морським транспортом у міжнародному порту [1]; Н. В. Халіпова, І. Ю. Леснікова досліджували сезонні коливання вантажопотоку під час здійснення зовнішньоекономічної діяльності та визначали вплив сезонності на економічні процеси на прикладі перевалки нафтопродуктів [2, 3]. Питання побудови моделей періодичних коливань розглядаються у посібниках Н. А. Садовникової, Р. А. Шмойлової, Н. Ю. Агафонові [4, 5].

Постановка завдання. Розробити прогнозну модель прибутку Качанівського ГПЗ ПАТ «Укрнафта» на основі статистичних даних за 2007 – 2011 роки (таблиця 1), виконати аналіз якості отриманої прогнозної моделі.

Таблиця 1. Прибуток підприємства за 2007 – 2011 рр.

Рік	Квартал	Прибуток, млн. грн.	Рік	Квартал	Прибуток, млн. грн.
2007	1	5060,0	2008	1	1050,0
	2	3420,0		2	2990,0
	3	3190,0		3	4350,0
	4	3700,0		4	3990,0
2009	1	3231,0	2010	1	9547,7
	2	6831,0		2	9349,0
	3	6951,0		3	9625,0
	4	7120,0		4	12790,0
2011	1	13005,0	2012	1	прогноз
	2	14205,0		2	
	3	17705,0		3	
	4	16105,0		4	

Мета дослідження: провести дослідження сезонного ряду для отримання достовірного прогнозу прибутку Качанівського ГПЗ ПАТ «Укрнафта» на основі статистичних даних за 2007 – 2011 рр.

Методами дослідження є сезонна декомпозиція та аналітичне вирівнювання за допомогою кривих зростання заданого ряду динаміки.

Основний матеріал і результати. Алгоритм, що визначає послідовність питань, які необхідно вирішити при повному дослідженні сезонного ряду для отримання достовірного прогнозу прибутку підприємства, наведено на рисунку 1.

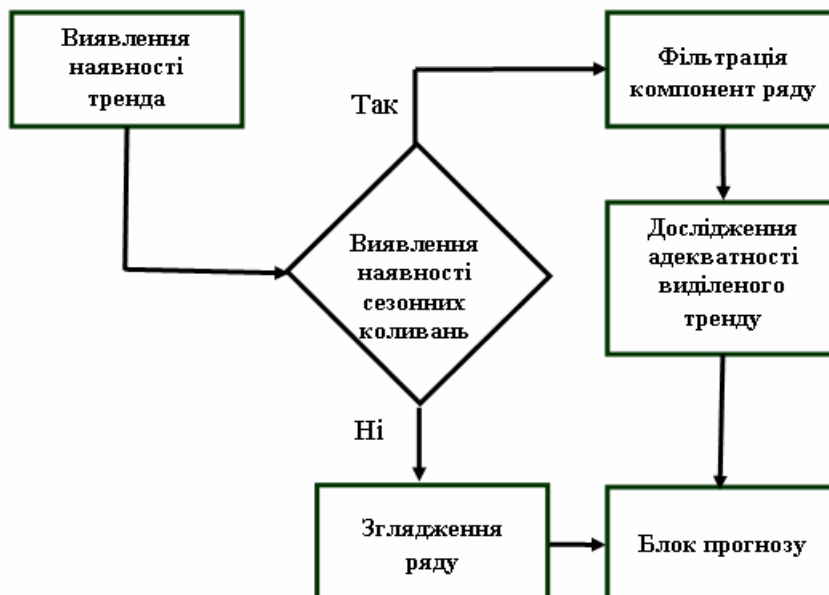


Рис. 1. Схема дослідження часових рядів

При такому аналізі також необхідно вирішити сукупність послідовних питань: провести згладження ряду (видалити циклічні коливання із часового ряду); визначити вид моделі часового ряду (адитивна чи мультиплікативна); виділити та видалити сезонні коливання з ряду динаміки; визначити вид функції тренда; оцінити параметри тренда і видалити його із часового ряду [6].

Перевірка наявності тренда заданого часового ряду. Автори скористалися кількома методами: методом рангової кореляції, методом фазочастотних критеріїв знаків різниць Валліса та Мура [7].

У першому методі було обчислено коефіцієнт рангової кореляції

$$r = 1 - \frac{4 \cdot Q}{n \cdot (n - 1)}, \quad (1)$$

де Q – число пар рівнів числового ряду, у яких $y_i > y_{i+1}$ ($i = 1, 2, \dots, n - t$) для всіх $t = 1, 2, \dots, n - 1$; n – число рівнів ряду. У результаті розрахунків отримано, що $r = 0,874$. Це дає право твердити про присутність у заданому часовому ряді додатного тренда.

Користуючись фазочастотним критерієм знаків різниць Валліса та Мура, розраховано величину t_ϕ за формулою:

$$t_\phi = \frac{\left| h - \frac{2n - 7}{3} \right| - 0,5}{\sqrt{\frac{16n - 29}{90}}}. \quad (2)$$

У результаті розрахунків отримано, що $h = 7$, $t_\phi = 1,946$, а $t_{табл.} = 0,687$. Оскільки $t_\phi > t_{табл.}$, то можна твердити про наявність тенденції у заданому часовому ряді.

Видалення циклічної складової із часового ряду. Для видалення циклічної складової було згладжено заданий ряд з використанням методу ковзної середньої за трьома послідовними його рівнями (рис. 2).

	A	B	C	D	E	F	G	H	I
1	Рік	Квартали	Номер кварталу	Прибуток	Ряд ковзної середньої	Циклічна складова	Абсолютне відхилення у сезоні (оцінка сезонних коливань)	Виправлене абсолютне відхилення у сезоні (оцінка сезонних коливань)	Ряд з видаленою сезонною компонентою
2	1	2	3	4	5	6	7	8	9
3	2007	I	1	5060,0					5140,39
4		II	2	3420,0	3890,00	-470,00	112,22	-80,39	3500,39
5		III	3	3190,0	3436,67	-246,67			3270,39
6		IV	4	3700,0	2646,67	1053,33			3780,39
7	2008	I	5	1050,0	2580,00	-1530,00			942,72
8		II	6	2990,0	2796,67	193,33	299,89	107,28	2882,72
9		III	7	4350,0	3776,67	573,33			4242,72
10		IV	8	3990,0	3857,00	133,00			3882,72
11	2009	I	9	3231,0	4684,00	-1453,00			3293,36
12		II	10	6831,0	5671,00	1160,00	130,26	-62,36	6893,36
13		III	11	6951,0	6967,33	-16,33			7013,36
14		IV	12	7120,0	7872,90	-752,90			7182,36
15	2010	I	13	9547,7	8672,23	875,47			9786,28
16		II	14	9349,0	9507,23	-158,23	-45,97	-238,58	9587,58
17		III	15	9625,0	10588,00	-963,00			9863,58
18		IV	16	12790,0	11806,67	983,33			13028,58
19	2011	I	17	13005,0	13333,33	-328,33			12730,95
20		II	18	14205,0	14971,67	-766,67	466,67	274,05	13930,95
21		III	19	17705,0	16005,00	1700,00			17430,95
22		IV	20	16105,0					15830,95
23	2012		21				963,07	0,00	

Рис. 2. Таблиця розрахунків для проведення аналізу та побудови прогнозу прибутку Качанівського ГПЗ ПАТ «Укрнафта»

Визначення виду моделі часового ряду. Щоб визначити вид моделі (адитивна чи мультиплікативна), було виділено циклічну складову в заданому ряді динаміки за формулою

$$C_t = Y_{t-1} - \tilde{Y}_{t-1}, t = 2, 3, \dots, n - 1, \quad (3)$$

де Y_{t-1} – рівні ряду спостереження; \tilde{Y}_{t-1} – рівні згладженого ряду. Оскільки циклічна складова має періодичний характер зміни своїх значень, то заданий ряд динаміки описується адитивною моделлю часового ряду

$$Y_t = U_t + C_t + V_t + \varepsilon_t, t = 1, 2, 3, \dots, n. \quad (4)$$

Виділення та видалення сезонної складової із часового ряду. Для цього виконано розрахунки абсолютних відхилень у сезоні – оцінок сезонних коливань. Абсолютне відхилення обчислюється по кожному року, усереднюючи циклічну складову. Для адитивної моделі повинна виконуватися вимога, що сума оцінок сезонних коливань дорівнює нулю

$$\sum_{i=1}^m C_{T_i} = 0, \quad (5)$$

де m – кількість досліджуваних років. За отриманими розрахунками сума таких оцінок дорівнює 963,07. Оскільки ця вимога не виконується, то було розраховано виправлені абсолютні відхилення по кожному року та знову знайдено їх суму

$$\sum_{i=1}^m C_{T_e} = \sum_{i=1}^m (C_{T_i} - C_{T_e}) = 0, \quad (6)$$

де C_{T_e} – виправлені абсолютні відхилення по кожному року; C_{T_i} – середні абсолютні відхилення по кожному року. У результаті розрахунків сума виправлених абсолютних відхилень по кожному року дорівнює нулю.

Видалення сезонної складової проводилося шляхом віднімання від рівнів заданого часового ряду відповідної оцінки сезонної складової $Y_t - C_{T_e}$.

Визначення виду функції тренда. Для вибору кривої зростання застосували метод характеристик приросту, заснований на використанні окремих характерних властивостей кривих. Процедура вибору кривих з використанням цього методу включає вирівнювання ряду Y_t за допомогою ковзної середньої за трьома точками та визначення середніх приростів і похідних величин. Згідно з характером змін середніх приростів та похідних показників вибирається вид кривої зростання [8]. Оскільки у результаті розрахунків відношення $\Delta Y_t / \bar{Y}_t$ є майже постійною величиною для кожного рівня ряду, то за специфікацію тренда як модель вибрано просту експоненту. Отже, тенденцію прибутку підприємства можна представити показниковою регресією

$$Y_t = a_0 \cdot a_1^t. \quad (7)$$

Оцінка параметрів тренда та видалення його із часового ряду. Щоб оцінити параметри тренда, виконано лінеаризацію рівняння тренда (7).

$$\ln Y_t = \ln a_0 + t \ln a_1. \quad (8)$$

Зроблено заміну: $\ln Y_t = Y_t^*$, $\ln a_0 = a_0^*$, $\ln a_1 = a_1^*$. Отримано таке рівняння:

$$Y_t^* = a_0^* + a_1^* t. \quad (9)$$

Для оцінки параметрів моделі складено та розв'язано відповідну систему нормальних рівнянь

$$\begin{cases} a_0^* n + a_1^* \sum_{i=1}^n t_i = \sum_{i=1}^n Y_i^*; \\ a_0^* \sum_{i=1}^n t_i + a_1^* \sum_{i=1}^n t_i^2 = \sum_{i=1}^n Y_i^* t_i. \end{cases} \quad (10)$$

$$a_1^* = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i^* z_i}{\sum_{i=1}^n z_i^2}, \quad z_i = x_i - \bar{x}; \quad a_0^* = \bar{Y}^* - a_1^* \bar{x}. \quad (11)$$

У результаті обчислень отримано, що $a_1 = 1,11$; $a_0 = 2067,15$. Отже, одержано таку модель тренда:

$$\hat{Y}_t = 2067,15 \cdot 1,11^t. \quad (12)$$

Видаляючи значення отриманого тренда з ряду фактичних даних, одержано ряд залишків

$$\varepsilon_t = Y_t - \hat{Y}_t, \quad (13)$$

де ε_t – залишки; \hat{Y}_t – тренд; Y_t – фактичний ряд динаміки. На основі залишків проведено аналіз якості побудованої моделі часового ряду.

Аналіз якості побудованої моделі часового ряду. Трендова модель \hat{Y}_t вважається адекватною, якщо залишкова компонента $\varepsilon_t = Y_t - \hat{Y}_t$ ($t = 1, 2, 3, \dots, n$) задовольняє такі вимоги: рівність нулю математичного сподівання; випадковість виникнення окремих відхилень від тренда; відсутність автокореляції у відхиленні моделі; відповідність ряду залишків нормальному закону розподілення. Усі вимоги повинні виконуватися без винятку.

Перевірка рівності нулю математичного сподівання. При дослідженні висунуто основну гіпотезу $H_0 : M_{\varepsilon_t} = 0$, тобто перевірено $\bar{\varepsilon} = 0$ та розраховано випадкову величину Стьюдента за формулою

$$t_{кр.} = \frac{|\bar{\varepsilon}|}{S} \sqrt{n}, \quad (14)$$

де S_{ε} – незміщене середньоквадратичне відхилення ряду залишків. За таблицею розподілу Стьюдента при $\alpha = 0,05$ (заданому) знайдено $t_{маб.}(\alpha, n)$. Якщо $t_{маб.} > t_{кр.}$, то вважають, що $M_{\varepsilon_t} = 0$, в іншому випадку $M_{\varepsilon_t} \neq 0$. Для перевірки цієї вимоги стосовно

прийнятого тренда визначено середнє значення залишків $\bar{\varepsilon} = 342,57$, незміщене середньоквадратичне відхилення ряду залишків $S = 1330,59$, випадкову величину Стьюдента $t_{розр.} = 1,15$, а також $t_{таб.} = 2,09$. Оскільки $t_{таб.} > t_{кр.}$, то $M_{\varepsilon_t} = 0$.

Перевірка умови випадковості виникнення окремих відхилень від тренда. Авторами використано метод поворотної точки. Загальне число поворотних точок у ряді залишків дорівнює $p = 12$. Обчислено критичне значення p для критерію випадковості відхилення від тренда за формулою

$$p_{кр.} = \left[\bar{p} - 1,96\sqrt{\sigma_p^2} \right], \quad (15)$$

$$\text{де } \bar{p} = \frac{2}{3}(n-2), \quad \sigma^2 = \frac{16n-29}{90}. \text{ Якщо виконується нерівність}$$

$$p > p_{кр.}, \quad (16)$$

то трендова модель вважається адекватною. За розрахунками отримано, що $p_{кр.} = -36$, отже, нерівність (16) виконується.

Перевірка наявності або відсутності автокореляції у відхиленні моделі. Наявність автокореляції перевіряється за допомогою критерію Дарбіна – Уотсона

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^n \varepsilon_t^2}. \quad (17)$$

За розрахунками отримано, що $d = 1,46$, $d_1 = 1,2$, $d_2 = 1,41$, а значить $d_2 < d < 2$. Це дає право твердити про відсутність автокореляції у залишках та адекватність визначеної моделі.

Відповідність ряду залишків нормальному закону розподілення. Для встановлення такої відповідності використано RS -критерій

$$RS_{сност.} = \frac{\varepsilon_{\max} - \varepsilon_{\min}}{S_\varepsilon}; \quad \text{де } S_\varepsilon = \sqrt{\sum \varepsilon_t^2 / (n-1)}, \quad (18)$$

який за розрахунками відповідно дорівнює $RS_{сност.} = 3,91$. Табличні дані нижньої та верхньої критичних границь визначеної величини мають відповідно такі значення: $r_1 = 3,18$, $r_2 = 4,49$. Отже, $r_1 < RS_{сност.} < r_2$, тобто виконується відповідність ряду залишків нормальному закону розподілення. Отже, модель часового ряду якісна, а значить вона адекватно описує вихідні дані.

Оцінка адекватності показникового тренда. Для оцінювання адекватності отриманої показникової регресії спостережуваним даним використано критерій Фішера, розрахункове значення якого визначено за формулами:

$$F_p = \frac{\sigma_{\hat{Y}}^2}{S^2}, \quad (19)$$

$$\text{де } S^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_p)^2}{n-m-1}, \quad \sigma_{\hat{Y}}^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (\hat{Y}_p - \bar{Y}_t)^2}{m}. \quad (20)$$

Одержане значення було порівняно з табличним $F_{(\alpha, k_1, k_2)}$, де $k_1 = m$, $k_2 = n - m$. У результаті проведених обчислень отримали, що $F_p = 8,5$, а $F_{табл.} = 3,6$. Оскільки $F_p > F_{табл.}$, то з надійністю $P = 1 - \alpha = 1 - 0,05 = 0,95$ можна вважати, що побудована математична модель адекватна фактичним даним.

Визначення точкового прогнозу та його верифікація. За отриманою моделлю (12) побудовано точковий прогноз прибутку підприємства на перший квартал 2012 р., який складає 18508,37 млн. грн.

Проведено верифікацію побудованої моделі. Фактичний прибуток підприємства у першому кварталі 2012 р. становив 18410,4 млн. грн., тобто розрахунковий результат відрізняється від фактичних даних на 97,97 млн. грн.

Графічна інтерпретація побудованої моделі часового ряду. Візуалізовано отримані результати та представлено на одній площині оцінку тренда, фактичний часовий ряд і ряд, очищений від впливу циклічності та сезонності (рис. 3).

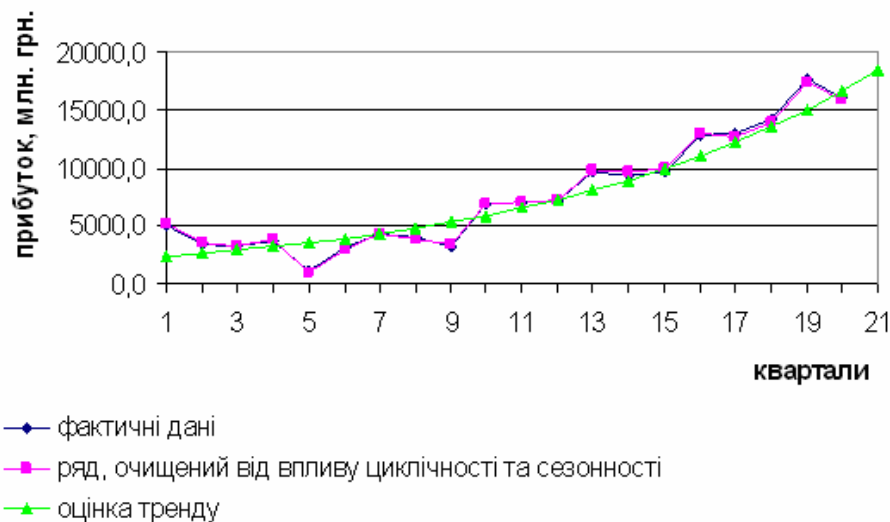


Рисунок 3 – Графік прибутку Качанівського ГПЗ за 2007 – 2012 рр. та прогноз прибутку на перший квартал 2012 р.

Висновки. Оскільки $F_p > F_{табл.}$, то з надійністю $P = 0,95$ можна вважати, що прийнята математична модель $\hat{Y}_t = 2067,15 \cdot 1,11^t$ адекватна експериментальним даним і на основі цієї моделі можна здійснювати економічний аналіз та будувати прогнози.

Проведено верифікацію моделі $\hat{Y}_t = 2067,15 \cdot 1,11^t$. Фактичний прибуток на перший квартал 2012 р. становив 18410,4 млн. грн., тобто розрахунковий результат відрізняється від фактичних даних на 97,97 млн. грн. Отже, побудована модель дає досить якісний результат.

У результаті застосування алгоритму повного аналітичного дослідження заданого часового ряду отримано достовірний прогноз прибутку підприємства. Застосований підхід системного аналізу може використовуватися для вдосконалення планування роботи підприємства і відповідно для аналізу та побудови прогнозів економічних показників підприємства.

Наведений алгоритм аналітичного дослідження тренд-сезонних процесів може також бути використаний із навчальною метою.

ЛІТЕРАТУРА:

1. Коваленко, А. В. Аналіз сезонної хвилі обсягу перевалки вантажів морським транспортом у міжнародному порту «О» / А. В. Коваленко, А. В. Безрукова // Митна політика та актуальні проблеми економічної безпеки України на сучасному етапі: II Міжнародна науково-практична конференція курсантів, студентів та молодих вчених, 27 березня 2009 р. – Дніпропетровськ : АМСУ, 2009. – С. 215 – 216.
2. Халіпова, Н. В. Дослідження тренд-сезонних процесів під час аналізу вантажопотоків зовнішньоекономічної діяльності / Н. В. Халіпова, І. Ю. Леснікова // Вісник АМСУ. – 2009. – № 2. – С. 88 – 94.
3. Халіпова, Н. В. Порівняльний аналіз прогнозних моделей вантажопотоків зовнішньоекономічної діяльності / Н. В. Халіпова, І. Ю. Леснікова // Вісник АМСУ. Серія: «Технічні науки». – 2010. – № 1. – С. 75 – 85.
4. Садовникова, Н. А. Анализ временных рядов и прогнозирование. Вып. 2: учебное пособие / Н. А. Садовникова, Р. А. Шмойлова. – М.: московский государственный университет экономики, статистики и информатики, 2004. – 200 с.

5. Агафонова, Н. Ю. Анализ временных рядов: учебное пособие / Н. Ю. Агафонова . – Саратов, 2010. – 27 с.
6. Бабешко, Л. О. Основы эконометрического моделирования: учебное пособие. 2-е изд., испр. / Л. О. Бабешко. – М.: КомКнига, 2006. – 150 с.
7. Афанасьев, В. Н. Анализ временных рядов и прогнозирование: учебник / В. Н. Афанасьев, М. М. Юзбашев. – М.: Финансы и статистика, 2001. – 200 с., ил.
8. Татаренко, С. И. Методы и модели анализа временных рядов : метод. указания к лаб. работам / С. И. Татаренко. – Тамбов : Изд-во Тамб. гос. техн. ун-та, 2008. – 32 с.

УДК 656.025.4

Скрыльник Ирина Іванівна, старший викладач кафедри економічної кібернетики. **Замашка Маргарита Володимирівна**, студентка спеціальності «Економічна кібернетика». Полтавський національний технічний університет ім. Юрія Кондратюка. **Прогнозування прибутку Качанівського ГПЗ ПАТ «Укрнафта» на основі дослідження тренд-сезонних процесів.** Розглянуто алгоритм, що визначає послідовність питань і дій, які необхідно вирішити та виконати при повному дослідженні тренд-сезонних процесів для отримання достовірного прогнозу прибутку підприємства.

Ключові слова: часовий ряд, тренд, сезонність, сезонна складова, циклічна складова, випадкова складова, прогноз.

УДК 656.025.4

Скрыльник Ирина Ивановна, старший преподаватель кафедры экономической кибернетики. **Замашка Маргарита Владимировна**, студентка специальности «Экономическая кибернетика». Полтавский национальный технический университет имени Ю. Кондратюка. **Прогнозирование прибыли Качановского ГПЗ ПАО «Укрнафта» на основе тренд-сезонных процессов.** Рассмотрен алгоритм, который определяет последовательность вопросов и действий, которые необходимо решить и выполнить при полном изучении тренд-сезонных процессов для получения качественного прогноза прибыли предприятия.

Ключевые слова: временной ряд, тренд, сезонная составляющая, циклическая составляющая, случайная составляющая, прогноз.

UDC 656.025.4

I. I. Skrylnik, senior teacher of the Economic Cybernetics Department. **M. V. Zamashka**, student of the Economic Cybernetics Department, Poltava National Technical Yuri Kondratyuk University. **Forecasting earnings of Kachanovsky GPP PJSC «Ukrnafta» based on the trend-seasonal processes.** The article considers the algorithm that determines the sequence of problems and activities which are to be solved and fulfilled with comprehensive study of the trend-seasonal processes to get good enterprise profit forecast.

Keywords: time series, trend, seasonal component, cyclical component, random component, forecast.