

тато в мно жественной регрессии и целесообразность присутствия в уравнении мно жественной регрессии факторов x_1, x_5, x_9 . Значимость уравнения мно жественной регрессии в целом оценивалась с помощью F – критерия Фишера.

Проверенному уравнению 2 можно дать следующую интерпретацию: степень обеспеченности запасов и затрат собственными оборотными средствами повышается на 0,29 при увеличении коэффициента текущей ликвидности на 1 ед.; на 0,5 – с повышением коэффициента маневренности на 1 ед., на 0,001 – с повышением рентабельности собственного капитала.

При этом коэффициент мно жественной детерминации будет равен $R^2_{3yX1X5X9} = 0,99948 = 99,9\%$, что говорит нам о возможности использования уравнения для практических целей:

- 1) расчета влияния факторов на прирост результативного показателя;
- 2) подсчета резервов повышения уровня исследуемого показателя;
- 3) планирования и прогнозирования его величины.

Литература

1. Бочаров В.В. Финансовый анализ. – СПб: Питер, 2005.
2. Бобылева А. Развитие механизма государственного антикризисного управления // Эффективное Антикризисное Управление. – 2005. – № 33. – с. 11-16.
3. Ковалев В.В. Финансовый анализ: методы и процедуры. – М.: Финансы и статистика, 2001.
4. Родионов Н.В., Родионова С.П. Основы финансового анализа: математические методы, системный подход. – СПб.: Альфа, 1999.

Полуянов В.П.

*Автомобильно-дорожный институт державного вищого навчального закладу
«Донецкий национальный технический университет»
м. Горлівка, Україна*

ПРОГНОЗУВАННЯ СТРУКТУРИ ВТРАТ РОБОЧОГО ЧАСУ

Аннотація

В статті пропонується алгоритм статистичного прогнозування структури втрат робочого часу на підприємстві. В алгоритмі розділено прогнозування тренда і сезонної компоненти, формалізована процедура вибору трендової функції. В якості вихідної інформації використовуються дані стандартної форми статистичної звітності підприємства, що не вимагає організації додаткового збору даних для розрахунку.

У статті запропонований алгоритм статистичного прогнозування структури втрат робочого часу на підприємстві. У алгоритмі розділено прогнозування тренда і сезонної компоненти, формалізована процедура вибору трендової функції. Як початкова інформація використовуються дані стандартної форми статистичної звітності підприємства, що не вимагає організації додаткового збору даних для розрахунку.

Постановка проблеми. В основі більшості сучасних статистичних методів прогнозування покладений принцип екстраполяції, який

припускає, що основні фактори, які сформували ту або іншу тенденцію розвитку явища, залишаться незмінними по своїй суті і на весь період екстраполяції. У всякому разі, є можливість обґрунтованого виміру напрямку їхньої зміни. Якщо цього затверджувати не можна, то і застосування даного статистичного методу прогнозування втрачає під собою той опорний базис, на якому він будується.

Статистику розроблені два основних класи статистичних моделей, застосовуваних для прогнозування [10]: трендові і адитивні. Адитивні методи, на відміну від трендових, здатні в якомусь ступені послабити тверді обмеження принципів екстраполяції, на якому засновані трендові моделі. Вони призначені для побудови самонастроювальних моделей, що здатні враховувати інформаційну цінність рівних членів часового ряду і давати досить точні оцінки майбутніх членів даного ряду. Адитивні моделі досить гнучкі, однак на їхню універсальність, придатність для будь-якого часового ряду розраховувати не доводиться.

У даній роботі використовується методика прогнозування на основі тренда і коливань для побудови трендової моделі питомої ваги витрат по тимчасовій непрацездатності у фактичному фонді робочого часу, на основі якої необхідно екстраполювати вихідний динамічний ряд на задане число часових періодів. Представлений алгоритм узагальнює підходи, описані в різних дослідженнях, в обобщающем вигляді і стосовно позначеної наукової області. Подібного узагальнення і сфери застосування, розроблених раніше, автором не відомо.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Рівень динамічного ряду розглядається як сума тренду, циклічної складової, сезонної складової і випадкового коливання. Під тенденцією прийнято розуміти загальний напрямок розвитку, представленої трендом, що характеризує основну закономірність руху в часі. Тренд описує фактичну усереднену для періоду спостереження тенденцію досліджуваного процесу в часі, у зв'язку з чим пошук тренда найчастіше називають методом аналітичного вирівнювання динамічного ряду. Приміром, О.М. Годін під аналітичним вирівнюванням динамічного ряду розуміє «приведення відповідно до даного, безпосередньо одержуваними зі спостереження, рядів чисел, що змінюються по визначеному законі» [1, 220].

На відміну від тренда, інші складові динамічного ряду об'єднуються в понятті коливання, під яким будемо розуміти відхилення фактичних значень динамічного ряду від трендових. Такий поділ динамічного ряду на тренд і коливання зв'язано з різним характером дії факторів, що формують те або інше значення рівнів тренда і коливання. Аналіз фактичних даних, дозволив припустити наявність сезонності у зміні структури фонду робочого часу. Крім того, випадкові коливання на досить тривалому проміжку часу мають властивість взаємного погашення, оскільки сума векторів безлічі різноспрямованих факторів, які визначають випадкові

коливання, швидше за все буде близька до нуля. У зв'язку з цим цілком у даному випадку резонно розглядати рівні динамічного ряду, які складаються з трендової і сезонної компонент.

Методика прогнозування тренду наведена у роботах О.М. Година [1], Г.Л. Громіку [2], І.І. Єлисеєвой та М.М. Юзбашева [3; 4], Ю.Г. Королева [5], А.Т. Мармоза [6], С.О. Смоляк та Б.П.Титаренко [8], Е.М. Четьркина [10], колективних працях за редакцією Р.А. Шмойловой [7], С.С. Герасименко [9] та ін. авторів,

Стосовно сезонності, аналізуючи методи її виміру, О.М. Годин відзначає, що «по своїй істоті всі методи аналізу сезонності поділяються за двох груп. До першої групи відносяться методи, за допомогою яких визначається і виміряється сезонність безпосередньо з емпіричних даних, без особливої попередньої їхньої обробки, – метод простий середньої, метод відносних чисел і метод У. Персона. Суть методів другої групи полягає в попереднім визначенні і виключенні загальної тенденції розвитку й у наступному вирахуванні і кількісному вимірі сезонних коливань. Загальна тенденція у свою чергу може визначатися різними способами в залежності від форми зв'язку між змінами часу і рівнями явища. Назвами способів визначення загальної тенденції розвитку й іменуються методи аналізу сезонності даної групи: метод механічного вирівнювання, метод аналітичного вирівнювання і метод ковзної (рухливий) середньої» [1, 230].

А.Т. Мармоза відзначає: „при вивченні сезонних коливань перед статистикою ставляться такі завдання: по-перше, встановити загальну тенденцію зміни досліджуваного явища у часі, по-друге, охарактеризувати ступінь сезонності, по-третє, виявити фактори, що викликають сезонні коливання» [6, 308].

Ціль статті – обґрунтувати можливість застосування статистичних методів прогнозування до побудови прогнозу втрат робочого часу на підприємстві з використанням інформації, приведеної в стандартній статистичній звітності підприємства.

Виклад основного матеріалу. Аналіз публікацій дозволив розробити схему статистичного прогнозування питомої ваги втрат у фонді робочого часу підприємства. Запропонована схема наведена на рисунку 1.

Для прогнозування структури втрат робочого часу зробимо її розрахунок і аналіз по фактичним даним.

Динаміка зміни структури фонду робочого часу поквартально і по роках досліджуваного періоду приведена відповідно в таблицях 1 -3. Ці дані отримані з форми №3-ПВ «Звіт про використання робочого часу» статистичної звітності підприємства. Оскільки показники проміжної звітності за перший квартал, півріччя і 9 місяців представлені накопичувальним підсумком з початку року, зроблений розрахунок поквартальних значень відповідних показників. Представлена в таблицях

1-3 структура використання фонду робочого часу відбиває саме поквартальні фактичні результати на досліджуваному підприємстві.

Таблиця 1 – Структура використання фонду робочого часу в 2004 р.

Показник	2004			
	1 квартал	2 квартал	3 квартал	4 квартал
Фонд робочого часу	100,00	100,00	100,00	100,00
Відпрацьовано	94,81	93,01	89,16	93,05
щорічні відпустки(основні та додаткові)	2,79	4,47	8,36	3,80
тимчасова непрацездатність	1,93	1,80	2,17	2,19
навчальні відпустки та інші неявики, передбачені законодавством	0,40	0,58	0,07	0,39
неявики з дозволу адміністрації	0,05	0,07	0,16	0,13
інші втрати робочого часу	0,03	0,05	0,08	0,44

Таблиця 2 – Структура використання фонду робочого часу в 2005 р.

Показник	2005			
	1 квартал	2 квартал	3 квартал	4 квартал
Фонд робочого часу	100,00	100,00	100,00	100,00
Відпрацьовано	92,76	91,29	85,67	92,99
щорічні відпустки(основні та додаткові)	3,94	4,81	10,59	4,28
тимчасова непрацездатність	2,64	2,92	3,28	2,23
навчальні відпустки та інші неявики, передбачені законодавством	0,54	0,85	0,23	0,39
неявики з дозволу адміністрації	0,12	0,12	0,09	0,10
інші втрати робочого часу	0,00	0,00	0,14	0,00

Таблиця 3 – Структура використання фонду робочого часу в 2006 р.

Показник	2006			
	1 квартал	2 квартал	3 квартал	4 квартал
Фонд робочого часу	100,00	100,00	100,00	100,00
Відпрацьовано	92,35	91,16	88,76	92,85
щорічні відпустки(основні та додаткові)	4,05	5,39	8,75	4,29
тимчасова непрацездатність	2,90	2,38	2,20	2,12
навчальні відпустки та інші неявики, передбачені законодавством	0,61	0,99	0,23	0,65
неявики з дозволу адміністрації	0,09	0,09	0,07	0,09
інші втрати робочого часу	0,00	0,00	0,00	0,00

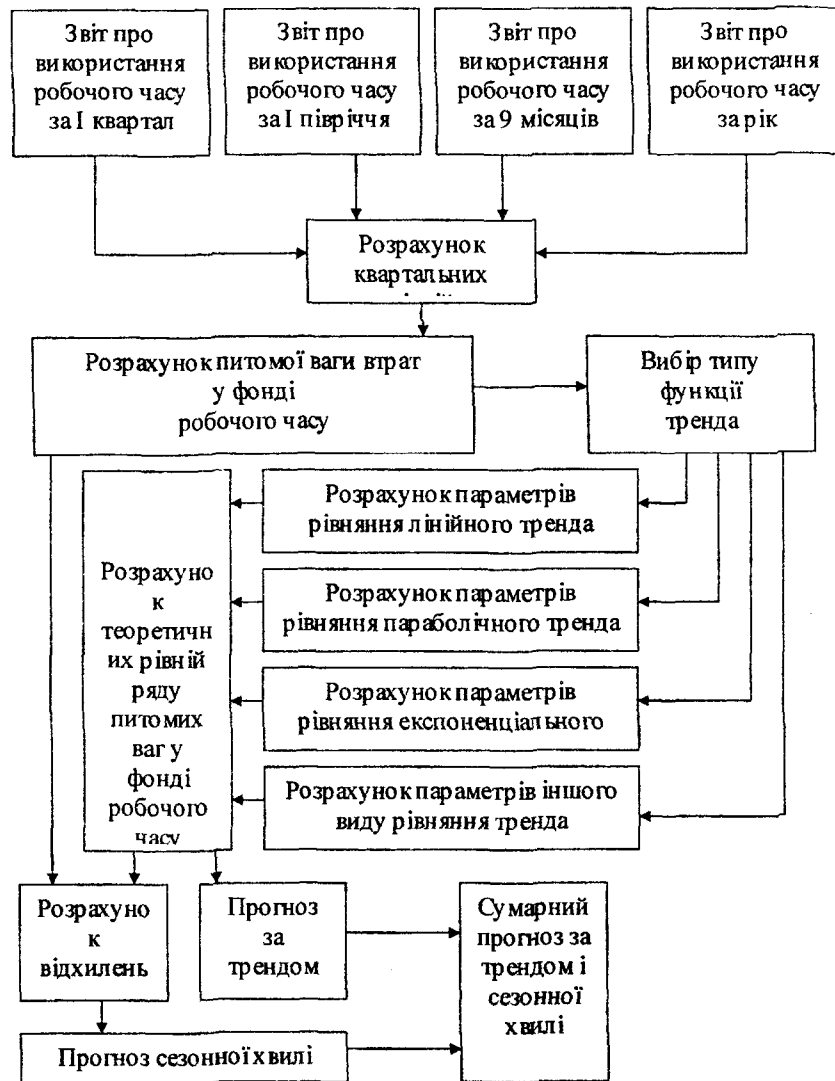


Рисунок 1 – Схема прогнозування питомої ваги втрат у фонді робочого часу

Дані про поквартальну питому вагу втрат фонду робочого часу підприємства в зв'язку з захворюваністю з тимчасовою втратою працездатності працівників підприємства зведені в таблиці 4.

Таблиця 4 – Питома вага втрат за тимчасової непрацездатністю, відс.

Квартал	рік		
	2004	2005	2006
I	5,19	7,24	7,65
II	6,99	8,71	8,84
III	10,84	14,33	11,24
IV	6,95	7,01	7,15

Динамічний ряд, представлений у таблиці 4 може бути використаний для статистичного прогнозування на майбутній період.

Найбільш частіше у спеціалізованих джерелах [див., наприклад, 4] для вибору того або іншого типу рівняння тренда пропонується спосіб, що полягає в наступному. Вихідний динамічний ряд поділяється на дві половини. По кожній з них обчислюються середні абсолютні прирости, після чого знаходиться середній абсолютний приріст по кожній половині ряду. Потім висувається нульова гіпотеза про рівність середніх абсолютних приростів по кожній половині і якщо вона підтверджується, то в якості трендового рівняння використовується лінійна функція. У протилежному випадку аналогічним образом надходять в відношенні середніх абсолютних прискорень по двох половинах динамічного ряду. При цьому під прискоренням розуміється різниця двох сусідніх ланцюгових абсолютних приростів. Прийняття нульової гіпотези у відношенні середніх абсолютних прискорень дає можливість як рівняння тренда використовувати параболу. Якщо нульова гіпотеза відкидається, то здійснюється перевірка у відношенні середніх ланцюгових коефіцієнтів росту. Їхня статистична рівність припускає можливість використання експоненти.

Процес може продовжуватися і далі, однак одержання досить точної прогнозувальної статистичної моделі у відношенні досліджуваного динамічного ряду зазначені функції можуть у більшості випадків забезпечити необхідний результат.

Для вихідного ряду, приведеного в таблиці 4, розраховані ланцюгові абсолютні прирости зведені в таблиці 5.

Таблиця 5 – Розрахунок ланцюгових абсолютних приростів

Квартал	рік		
	2004	2005	2006
I	-	0,29	0,65
II	1,80	1,46	1,19
III	3,85	5,62	2,40
IV	-3,89	-7,32	-4,09

Розрахунок середніх ланцюгових абсолютних приростів по двох половинах динамічного ряду приростів наведений у таблиці 6.

Середній абсолютний приріст $\bar{\Delta}_k$ і середнє квадратичне відхилення S по половинах динамічного ряду розраховані з використанням загальновідомих формул [4; 6; 7]:

$$\bar{\Delta}_k = \frac{\sum_{j=1}^l \Delta_j}{l}, \quad (1)$$

Таблиця 6 – Розрахунок середніх ланцюгових абсолютних приростів

Квартал	рік			
	2004	2005	2005	2006
	перша половина		друга половина	
I		0,29		0,65
II	1,80	1,46		1,19
III	3,85		5,62	2,40
IV	-3,89		-7,32	-4,09
найменування			значення по першій половині	значення по другій половині
Середній абсолютний приріст			0,70	-0,26

$$S_{\Delta k} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^l (\Delta_j - \bar{\Delta}_k)^2}{l-1}}. \quad (2)$$

де: k – номер половини ряду;
l – число приростів у даному підперіоді.

Середня помилка ланцюгових приростів $m_{\Delta k}$:

$$m_{\Delta k} = \frac{S_{\Delta k}}{\sqrt{l}}. \quad (3)$$

Середня випадкова помилка різностей двох вибіркових середніх оцінок визначена як корінь квадратний із суми квадратів помилок кожної із середніх, тобто

$$m_{d(l-l)} = \sqrt{m_1^2 + m_2^2} \quad (4)$$

Критерій Стюдента для оцінки істинності розходження середніх приростів (змін) по підперіодам визначений за формулою:

$$t = \frac{\bar{\Delta}_1 - \bar{\Delta}_2}{m_{d(l-l)}} \quad (5)$$

Результати розрахунку середнього квадратичного відхилення ланцюгових абсолютних приростів, виконаного за формулами 2 – 5, приведений у таблиці 7.

Таблиця 7 – Розрахунок середнього квадратичного відхилення ланцюгових абсолютних приростів

Квартал	рік		
	2004	2005	2006
	перша половина		друга половина
I	-	0,17	0,82
II	1,21	0,58	2,09
III	9,90		34,55
IV	21,12		49,87
найменування		значення по першій половині	значення по другій половині
Середнє квадратичне відхилення		2,871	4,671
Середня похибка середнього змінювання		1,435	2,089
Середня випадкова помилка різності		2,535	
Фактичне значення критерію Стюдента		0,710	

Фактичне значення критерію Стюдента для рівня значимості, наприклад, 0,05, нижче критичного значення, що дозволяє прийняти нульову гіпотезу. Таким чином, для даного динамічного ряду може бути використане рівняння лінійного тренда, розрахунок параметрів якого приведений у таблиці 8.

Таблиця 8 – Розрахунок параметрів рівняння лінійного тренда

Квартал, рік	y	t	yt	t ²
I квартал 2004 р.	5,19	-11	-57,08	121
II квартал 2004 р.	6,99	-9	-62,91	81
III квартал 2004 р.	10,84	-7	-75,88	49
IV квартал 2004 р.	6,95	-5	-34,74	25
I квартал 2005 р.	7,24	-3	-21,73	9
II квартал 2005 р.	8,71	-1	-8,707	1
III квартал 2005 р.	14,33	1	14,326	1
IV квартал 2005 р.	7,01	3	21,017	9
I квартал 2006 р.	7,65	5	38,269	25
II квартал 2006 р.	8,84	7	61,889	49
III квартал 2006 р.	11,24	9	101,2	81
IV квартал 2006 р.	7,15	11	78,696	121
Разом	102,14	0	54,352	572

При розрахунку застосований метод приміщення тимчасового параметра (t) с нульовим значенням у середину динамічного ряду. Шукане рівняння лінійного тренда має вигляд:

$$Y = 8,512 + 0,095 * t$$

Точність моделі прогнозу оцінювалася за допомогою показника відносної помилки апроксимації [10]:

$$\bar{\delta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|y_i - \hat{y}_i|}{y_i} \cdot 100\% \quad (6)$$

Таблиця 9 – Розрахунок відхилень від тренду

Квартал, рік	Фактичне значення	Теоретичне значення по лінійному тренду	Відхилення від тренду	Відносна помилка апроксимації, відс.	Квадрат відхилення
I квартал 2004 р.	5,19	7,47	2,28	43,90	5,19
II квартал 2004 р.	6,99	7,66	0,67	9,53	0,44
III квартал 2004 р.	10,84	7,85	-2,99	27,61	8,96
IV квартал 2004 р.	6,95	8,04	1,09	15,66	1,18
I квартал 2005 р.	7,24	8,23	0,98	13,59	0,97
II квартал 2005 р.	8,71	8,42	-0,29	3,33	0,08
III квартал 2005 р.	14,33	8,61	-5,72	39,92	32,71
IV квартал 2005 р.	7,01	8,80	1,79	25,57	3,21
I квартал 2006 р.	7,65	8,99	1,33	17,42	1,78
II квартал 2006 р.	8,84	9,18	0,34	3,80	0,11
III квартал 2006 р.	11,24	9,37	-1,88	16,70	3,53
IV квартал 2006 р.	7,15	9,56	2,40	33,59	5,77
Середнє значення				20,89	5,33

Помилка апроксимації в 20,89 % дозволяє оцінити точність моделі як середню. Для подібних досліджень отримане значення помилки апроксимації дає певне право надалі використанні моделі в прогнозних розрахунках.

Сезонна хвиля розрахована відповідно до методики, приведеної в [1]. При цьому початкове значення по тренду складає 5,19; кінцеве значення – 7,15; зміна – 2,09; число періодів – 12; виправлення на тенденцію – 0,17. Скоректовані з урахуванням виправлення на тенденцію рівні динамічного ряду приведені в таблиці 10.

Таблиця 10 – Скоректовані з виправленням на тенденцію рівні динамічного ряду питомої ваги втрат по тимчасовий непрацездатності у фонді робочого часу

Квартал, рік	Фактичне значення	x	Скоректоване значення
I квартал 2004 р.	5,19	0	5,189
II квартал 2004 р.	6,99	1	7,164
III квартал 2004 р.	10,84	2	11,189
IV квартал 2004 р.	6,95	3	7,471
I квартал 2005 р.	7,24	4	7,939
II квартал 2005 р.	8,71	5	9,578
III квартал 2005 р.	14,33	6	15,371
IV квартал 2005 р.	7,01	7	8,225
I квартал 2006 р.	7,65	8	9,047
II квартал 2006 р.	8,84	9	10,409
III квартал 2006 р.	11,24	10	12,987
IV квартал 2006 р.	7,15	11	9,070

Результати розрахунку сезонності по методу простої середньої з усуненням тенденції приведені в таблиці 11. У цій же таблиці приведений і відповідний прогноз кварталних рівнів на наступний рік.

Таблиця 11 – Розрахунок сезонності за методом простої середньої з усуненням тенденції

Роки	Квартали				Середні кварталні рівні (по роках)	t	y*t	t ²
	I	II	III	IV				
2004	5,19	7,16	11,19	7,47	7,75	-1	-7,753	1
2005	7,94	9,58	15,37	8,23	10,28	0	0	0
2006	9,05	10,41	12,99	9,07	10,38	1	10,378	1
Середні рівні за 3 роки	7,39	9,05	13,18	8,26	9,47	Разом	2,6252	2
Сезонна хвиля	78,06	95,57	139,20	87,18	100,00			
Прогноз	9,44	11,56	16,84	10,54	12,10			

Висновок. Таким чином, реалізація алгоритму, приведеного на

рисункі 1 для вихідного динамічного ряду питомої ваги втрат у фонді робочого часу підприємства дозволили одержати на майбутній період наступний поквартальний прогноз: 9,44; 11,56; 16,84 і 10,54%. Саме такий прогноз і сприяє істотному підвищенню якості планових розрахунків на підприємстві.

Література

1. Годин А.М. Статистика: учебник. – М.: Издательско-торговая компания «Дашков и К°», 2003.
2. Громько Г.Л. Общая теория статистики: Практикум. – М.: ИНФРА-М, 2004.
3. Елисеєва И.И. Статистические методы измерения связей / Под ред. А.Н. Жигарева. – Л.: Изд-во Ленингр. ун-та, 1982.
4. Елисеєва И.И., Юзбашев М.М. Общая теория статистики: Учебник / Под ред. чл.-корр. РАН И.И. Елисеєвой.- 4-е изд., перераб. и доп. – М.: Финансы и статистика, 1999.
5. Королев Ю.Г. Метод наименьших квадратов в социально-экономических исследованиях. – М.: Статистика, 1980.
6. Мармоза А.Т. Теория статистики. – К.: Ельга, Ніка-Центр, 2003.
7. Практикум по теории статистики: Учеб. пособие / Р.А. Шмойлова, В.Г. Минашкин, Н.А. Садовникова; Под ред. Р.А. Шмойловой. – 2-е изд., перераб. и доп. – М.: Финансы и статистика, 2005.
8. Смоляк С.А., Титаренко Б.П. Устойчивые методы оценивания: (Статистическая обработка неоднородных совокупностей). – М.: Статистика, 1980.
9. Статистика: Підручник / С.С. Герасименко та ін. К.: КНЕУ, 1998.
10. Четыркин Е.М. Статистические методы прогнозирования. М.: Статистика. – 1975.