

Скрильник І.І.

старший викладач кафедри економічної кібернетики
Полтавського національного технічного університету
імені Юрія Кондратюка

Деменко Л.Д.

студентка 4 курсу напряму підготовки
«Економічна кібернетика»

Полтавський національний технічний університет
імені Юрія Кондратюка

Олешко А.О.

студентка 4 курсу напряму підготовки
«Економічна кібернетика»

Полтавський національний технічний університет
імені Юрія Кондратюка

ПРОГНОЗУВАННЯ ВАРТОСТІ РЕАЛІЗАЦІЇ ПРОДУКЦІЇ СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКОГО ПІДПРИЄМСТВА

Стаття присвячена прогнозуванню вартості реалізації продукції фермерського господарства «Рудич». За результатами моделювання побудовано прогноз даного економічного показника на 2018 р. На основі дисперсійного методу аналізу тренда досліджено отримані результати та доведено адекватність побудованої моделі.

Ключові слова: модель, критерій, тренд, дисперсія, часовий ряд.

Скрыльник И.И., Деменко Л.Д., Олешко А.О. ПРОГНОЗИРОВАНИЕ СТОИМОСТИ РЕАЛИЗАЦИИ ПРОДУКЦИИ СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННОГО ПРЕДПРИЯТИЯ

Статья посвящена прогнозированию стоимости реализации продукции фермерского хозяйства «Рудич». По результатам моделирования построен

прогноз данного экономического показателя на 2018 г. На основе дисперсионного метода анализа тренда исследованы полученные результаты и доказано адекватность построенной модели.

Ключевые слова: модель, критерий, тренд, дисперсия, временной ряд.

Skrylnik I.I., Demenko L.D., Oleshko A.A. FORECASTING THE COST OF REALIZATION OF THE PRODUCTION OF AGRICULTURAL ENTERPRISES

The article is devoted to forecasting the cost of selling the products of the Rudych farm. Based on the modeling results, the forecast of this economic indicator for 2018 is constructed. Based on the dispersion method of trend analysis, the results obtained are investigated and the adequacy of the constructed model is proved.

Keywords: model, criterion, trend, variance, time series.

Постановка проблеми. Сільське господарство є однією з основних галузей народного господарства, оскільки виробництво продуктів харчування – перша умова життя безпосередніх виробників. Водночас воно є сировинною базою легкої та харчової промисловості. Попит на сільськогосподарську продукцію постійно зростає. Для забезпечення конкурентоспроможності сільськогосподарського підприємства необхідно спеціалістам-аналітикам використовувати економіко-математичні методи та моделі, що допомагає у прогнозуванні економічних та фінансових показників підприємства, моделювати виробничу та інвестиційну діяльність, оптимізувати систему управління. У зв'язку з тим, що суть економічної діяльності будь-якого підприємства полягає в отриманні прибутку, то прогнозування об'ємів реалізації продукції, її вартості є актуальною задачею.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. В економічній літературі існує велика кількість наукових праць українських та зарубіжних вчених, присвячених дослідженню, прогнозуванню економічних та фінансових показників підприємства. Проблемам системного аналізу та моделювання

економічних процесів присвячені роботи В.В. Вітлінського [1], О.О. Піддубної [2], В.Б. Середюка [3], А.В. Монахова [4] та ін. Цими авторами розроблені моделі та методи дослідження економічних систем. Питанню розроблення та застосування економіко-математичних моделей в сільському господарстві присвячені праці Ю.В. Синявіної [5, с. 384 – 393]. Методи і моделі прогнозування розглядалися у працях О.Є. Ширягіна І.С. [6, с. 251 – 263], І.С. Кондіуса [7]. Прогнозуванню показників економічної діяльності присвятили свої праці К.І. Редченко [8, с. 142 – 148], Т.В. Головки [9, с. 150], Ю.І. Ільєнко, Г.В. Шершньова [10], Н.Ф. Алексєєва [11, с. 120 – 123], О.І. Яшкіна [12, с. 210 – 213].

Постановка завдання. Фермерське господарство «Рудич» виробляє та постачає на ринок основні три види культур, а саме: зерно кукурудзи, соняшника та пшениці. За заданими значеннями даного господарства (табл. 1) побудувати прогноз вартості реалізації зерна кукурудзи (у грошовому вираженні без дотацій та ПДВ) на 2018 р. На основі дисперсійного методу аналізу тренда дослідити отримані результати. Довести адекватність моделі.

Таблиця 1

**Вартість реалізації зерна кукурудзи фермерським господарством за
2012-2017 рр.**

Квартали	Роки					
	2012	2013	2014	2015	2016	2017
	грн.					
1	17837	44582	151272	192847	331357	440394
2	18345	81284	157392	224683	349284	460391
3	20100	113400	163475	248350	375040	486785
4	22500	148330	177142	310671	422845	519235

Виклад основного матеріалу дослідження. Головною метою даної роботи є побудова прогнозу вартості реалізації продукції фермерським господарством «Рудич» та застосування дисперсійного аналізу тренда та інших методів при дослідженні адекватності отриманих результатів.

При побудові прогнозу вартості реалізованої продукції підприємством було здійснено аналіз ряду динаміки заданого економічного показника: перевірку наявності тренду, визначення виду моделі часового ряду, виділення його сезонної складової, визначення виду функції тренду та оцінку її параметрів.

Перевірку наявності тренду у часовому ряді було здійснено за допомогою методу рангової кореляції. Його суть полягає у тому, що на основі статистичних даних обчислено коефіцієнт r , значення якого вказує на наявність або відсутність тренду у ряді динаміки

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

де Q – число пар рівнів числового ряду, у яких $y_t > y_{t+1}$ ($i = 1, 2, \dots, n-t$) для всіх $t = 1, 2, \dots, n-1$, n – число рівнів ряду. Значення r , що близьке до -1 , говорить про наявність від'ємного тренду, близьке до $+1$ – додатного тренду, близьке до 0 – про його відсутність. Виконані розрахунки підтверджують наявність додатного тренду у заданому ряді динаміки (рис. 1), оскільки значення коефіцієнту є додатним і наближається до 1 , $r = 0,833$. У заданому ряді спостерігаємо динаміку постійного зростання показника.

Видалення циклічної складової з часового ряду здійснювалося за допомогою згладжування заданого ряду методом ковзної середньої за трьома послідовними його рівнями (рис. 1).

Визначення виду моделі часового ряду (адитивна чи мультиплікативна) проводилося на основі виділення циклічної складової у заданому ряді динаміки за формулою:

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

де Y_{t-1} – рівні ряду спостереження, $\bar{Y}_{t-1}$ – рівні згладженого ряду. Так як циклічна складова має періодичний характер зміни своїх значень (рис. 2, 3), то заданий ряд динаміки описується адитивною моделлю часового ряду

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

	A	B	C	D	E	F	G	H	I
1	рік	квартал	t	Вартість реалізованої продукції (без дотацій і ПДВ), грн	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, Yt
2	1	2	3	4	5	6	7	8	9
3	2012	1	1	17837			-2397,11	-1784,61	19621,61
4		2	2	18345	18760,67	-415,67			20129,61
5		3	3	20100	20315,00	-215,00			21884,61
6		4	4	22500	29060,67	-6560,67			24284,61
7	2013	1	5	44582	49455,33	-4873,33	1595,00	2207,50	42374,50
8		2	6	81284	79755,33	1528,67			79076,50
9		3	7	113400	114338,00	-938,00			111192,50
10		4	8	148330	137667,33	10662,67			146122,50
11	2014	1	9	151272	152331,33	-1059,33	-1063,58	-451,08	151723,08
12		2	10	157392	157379,67	12,33			157843,08
13		3	11	163475	166003,00	-2528,00			163926,08
14		4	12	177142	177821,33	-679,33			177593,08
15	2015	1	13	192847	198224,00	-5377,00	-415,08	197,42	192649,58
16		2	14	224683	221960,00	2723,00			224485,58
17		3	15	248350	261234,67	-12884,67			248152,58
18		4	16	310671	296792,67	13878,33			310473,58
19	2016	1	17	331357	330437,33	919,67	261,42	873,92	330483,08
20		2	18	349284	351893,67	-2609,67			348410,08
21		3	19	375040	382389,67	-7349,67			374166,08
22		4	20	422845	412759,67	10085,33			421971,08
23	2017	1	21	440394	441210,00	-816,00	-1655,67	-1043,16	441437,16
24		2	22	460391	462523,33	-2132,33			461434,16
25		3	23	486785	488803,67	-2018,67			487828,16
26		4	24	519235					520278,16

Рис. 1. Результати розрахунків видалення циклічної складової та сезонної компоненти ряду динаміки

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

$$\sum_{i=1}^m C_{T_i} = 0, \quad (4)$$

де m – кількість досліджуваних років. За отриманими розрахунками сума таких оцінок дорівнює -3675,03, що не підтверджує вимогу (4). Тому було розраховано виправлені абсолютні відхилення по кожному року та знову знайдено їх суму

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

де C_{T_g} – виправлені абсолютні відхилення по кожному року; C_{T_c} – 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 $Y_t - C_{T_g}$ (рис. 2).

Визначення виду функції тренду. Правильний вибір кривої для аналітичного вирівнювання ряду динаміки визначає результати екстраполяції тренда. При виборі форми тренда використано критерій найменшої суми квадратів відхилень емпіричних та теоретичних значень рівня часового ряду, який обчислюємо як $\sum (Y_i - \bar{Y}_t)^2$. Чим менше значення даної величини, тим функція краще описує тенденцію заданого ряду динаміки. Але спочатку на основі методу візуального вибору кривої було відібрано та досліджено три функції на основі графічного зображення ряду динаміки:

$$Y_t = a_0 \cdot a_1^t - \text{експоненційна крива}; \quad (6)$$

$$Y_t = a_0 + a_1 t - \text{лінійна функція}; \quad (7)$$

$$Y_t = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 - \text{поліном другого степеня}. \quad (8)$$

При такому виборі можливий суб'єктивізм дослідника, але при відносно простій конфігурації та з урахуванням результатів змістового аналізу візуальний вибір дає непогані результати.

Оцінку параметрів трендів на основі функцій (6 – 8) було виконано за допомогою вбудованої у Microsoft Excel функції ЛИНЕЙ() та додатку «Пошук рішень». За проведеними розрахунками встановлено, що сума квадратів відхилень теоретичних значень від фактичних є найменшою для полінома другого степеня. Отже, тенденцію вартості реалізованої продукції підприємства можна представити поліномом другого степеня (9)

$$Y_p = -6324,13 + 11242,39 \cdot t + 460,53 \cdot t^2. \quad (9)$$

Аналіз якості побудованої моделі часового ряду. Для підтвердження правильного вибору кривої зростання використано дисперсійний метод аналізу

тренда, який засновується на порівнянні дисперсій. Суть методу полягає у наступному: загальна дисперсія ряду ділиться на дві частини: варіація внаслідок тенденції $V_{f(t)}$; випадкова варіація V_{ε} .

$$V_{заг.} = V_{f(t)} + V_{\varepsilon}. \quad (10)$$

Загальна варіація визначається як сума квадратів відхилень емпіричних значень рівнів ряду Y_t від середнього рівня вихідного часового ряду $\bar{Y}$, тобто,

$$V_{заг.} = \sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2. \quad (11)$$

Випадкова варіація – це сума квадратів відхилень емпіричних значень рівнів Y_t від теоретичних, отриманих за рівнянням тренду $\tilde{Y}_t$, і визначається за формулою:

$$V_{\varepsilon} = \sum_{t=1}^n (Y_t - Y_p)^2. \quad (12)$$

Варіація в наслідок тенденції визначається як різниця загальної та випадкової варіацій з виразу:

$$V_{f(t)} = V_{заг.} - V_{\varepsilon}. \quad (13)$$

На основі розглянутих показників варіації розглядають різні види дисперсії:

– загальна дисперсія:

$$\sigma_{заг.}^2 = \frac{V_{заг.}}{n-1} = \frac{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}{n-1}; \quad (14)$$

– дисперсія випадкової компоненти:

$$\sigma_{\varepsilon}^2 = \frac{V_{\varepsilon}}{n-k} = \frac{\sum (Y_i - Y_p)^2}{n-k}, \quad (15)$$

де k – число параметрів рівняння тренда;

– дисперсія тренда:

$$\sigma_{f(t)}^2 = \frac{V_{f(t)}}{k-1} = \frac{V_{заг.} - V_{\varepsilon}}{k-1} = \frac{\sum (Y_i - \bar{Y})^2 - \sum_{t=1}^n (Y_t - Y_p)^2}{k-1}. \quad (16)$$

Перевіряється гіпотеза про те, чи підходить чи не підходить рівняння тренду (11), що розглядається, для опису тенденції вихідного часового ряду. Гіпотеза перевіряється на основі F-критерія Фішера – Снедекора, розрахункове значення якого визначається за формулою:

$$F_p = \frac{\sigma_{f(t)}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2}, \text{ якщо } \sigma_{f(t)}^2 > \sigma_{\varepsilon}^2. \quad (17)$$

Критичне (табличне) значення визначається за таблицею табульованих значень наступним чином:

$$F_{\text{таб.}} : \begin{cases} \alpha \\ v_1 = k - 1 \\ v_2 = n - k \end{cases}. \quad (18)$$

Якщо $F_p > F_{\text{таб.}}$ при заданому рівні значимості α та числі ступенів свободи $v_1 = k - 1$ та $v_2 = n - k$, то рівняння тренда підходить для відображення тенденції вихідного часового ряду. Результати обчислень представлено у таблиці 2.

Таблиця 2

**Результати обчислення показників дисперсійного методу аналізу
тренду**

$V_{\text{заг.}}$	V_{ε}	$\sigma_{\text{заг}}^2$	σ_{ε}^2	$\sigma_{f(t)}^2$	F_p	$F_{\text{таб.}}$
14933368918	6,10428E+11	26540354654	268229534,9	3,02398E+11	1127,38	3,47

За проведенням дисперсійним методом аналізу тренда отримано, що $F_p > F_{\text{таб.}}$ при заданому рівні значимості $\alpha = 0,05$ та числі ступенів свободи $v_1 = 2$ та $v_2 = 21$. Це значить, що рівняння тренда підходить для відображення тенденції вихідного часового ряду.

Трендова модель Y_p вважається адекватною, якщо залишкова компонента $\varepsilon_t = Y_t - Y_p$ ($t = 1, 2, 3, \dots, n$) задовольняє таким вимогам:

- 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 Стюдента за формулою:

$$t_{кр.} = \frac{|\bar{\varepsilon}|}{S} \sqrt{n}, \quad (19)$$

де S_{ε} – незміщене середньоквадратичне відхилення ряду залишків. За таблицею розподілу Стюдента при $\alpha = 0,05$ (заданому) знайдено $t_{таб.}(\alpha, n)$. Якщо $t_{таб.} > t_{кр.}$, то вважають, що $M_{\varepsilon_t} = 0$, у противному випадку $M_{\varepsilon_t} \neq 0$. Для перевірки цієї вимоги стосовно прийнятого тренда визначено середнє значення залишків $\bar{\varepsilon} = 374,98$, незміщене середньоквадратичне відхилення ряду залишків $S = 16155,51$, випадкову величину Стюдента $t_{розн.} = 0,11$, а також $t_{таб.} = 2,07$. Оскільки $t_{таб.} > t_{розн.}$, то $M_{\varepsilon_t} = 0$.

Перевірка умови випадковості виникнення окремих відхилень від тренда. Було використано метод поворотної точки. Загальне число поворотних точок у ряді залишків дорівнює $p = 8$. Обчислено критичне значення p для критерія випадковості відхилення від тренда за формулою:

$$p_{кр.} = \left[\bar{p} - 1,96 \sqrt{\sigma_p^2} \right], \quad (20)$$

де $\bar{p} = \frac{2}{3}(n - 2)$, $\sigma^2 = \frac{16n - 29}{90}$. Якщо виконується нерівність $p > p_{кр.}$, то трендова модель вважається адекватною. За розрахунками отримано, що $p_{кр.} = -46$, отже, нерівність виконується.

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

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^n \varepsilon_t^2}. \quad (21)$$

За розрахунками отримано, що $d = 2,32$, $d_1 = 1,1$, $d_2 = 1,66$ (при $k = 3$). Отримане значення d знаходиться в інтервалі від 2 до 4, це свідчить про від'ємний зв'язок и необхідно зробити перетворення $d = 4 - d$. Отже, маємо $d = 1,68$ ($d > d_2$). Це дає право стверджувати про відсутність автокореляції у залишках та адекватність визначеної моделі.

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

$$RS_{\text{сност.}} = \frac{\varepsilon_{\max} - \varepsilon_{\min}}{S_{\varepsilon}}; \text{ де } S_{\varepsilon} = \sqrt{\sum \varepsilon_t^2 / (n-1)}, \quad (22)$$

який за розрахунками відповідно дорівнює $RS_{\text{сност.}} = 3,59$. Табличні дані нижньої та верхньої критичних границь визначеної величини мають відповідно такі значення: $r_1 = 3,48$, $r_2 = 4,89$. Отже, $r_1 < RS_{\text{сност.}} < r_2$, тобто виконується відповідність ряду залишків нормальному закону розподілення.

Усі умови адекватності виконуються одночасно (табл. 3). Отримана модель є адекватною.

Таблиця 3

Перевірка адекватності прогнозної моделі

Модель	Умова випадковості залишків	Умова рівності математичного сподівання 0	Нормальне розподілення рівнів залишків	Відсутність автокореляції
Поліном другого степеня	Виконується. $p=8$, $7 > -46$.	Виконується. $t_{\text{прозр.}} < t_{\text{табл.}}$, $0,11 < 2,07$.	Виконується. $R/S_{\text{спост.}} = 3,59$, $3,48 < 3,59 < 4,89$.	Виконується. $d=1,68$; $d_1=1,1$; $d_2=1,66$. $1,68 > 1,66$.

Визначення точкового прогнозу та його верифікація. За отриманою моделлю (9) побудовано точковий прогноз вартості реалізованої продукції підприємства на 2018 р. Точність визначення прогнозної моделі становить 92%.

Проведено верифікацію побудованої моделі. У таблиці представлено відносну похибку прогнозу вартості реалізованої продукції підприємства, порівняно з фактичними даними за 2017 р. та розраховано інтервали довіри для прогнозних значень (табл. 4).

Таблиця 4

Відносна похибка прогнозу вартості реалізованої продукції підприємства порівняно з фактичними даними за 2017 р.

Фактична вартість реалізованої продукції підприємства на 2017 р., грн.	Прогноз вартості реалізованої продукції підприємства на 2017, грн.	відхилення прогнозу, грн.	відносна похибка, %	Верхня межа точкового прогнозу на 2018 р., грн.	Нижня межа точкового прогнозу на 2018 р., грн.	Належність фактичних значень до інтервалу довіри
440394	432860,36	7533,640	1,71	434918,66	424913,91	—
460391	463905,59	-3514,59	0,76	465963,89	444910,91	+
486785	495871,89	-9086,89	1,87	497930,19	471304,91	+
519235	528759,24	-9524,24	1,83	530817,55	503754,91	+

Графічна інтерпретація побудованої моделі часового ряду. Побудовано графіки фактичних даних вартості реалізованої продукції підприємства, тренда з прогнозом на 2018 р., ряду з видаленою сезонною компонентою (рис. 2).

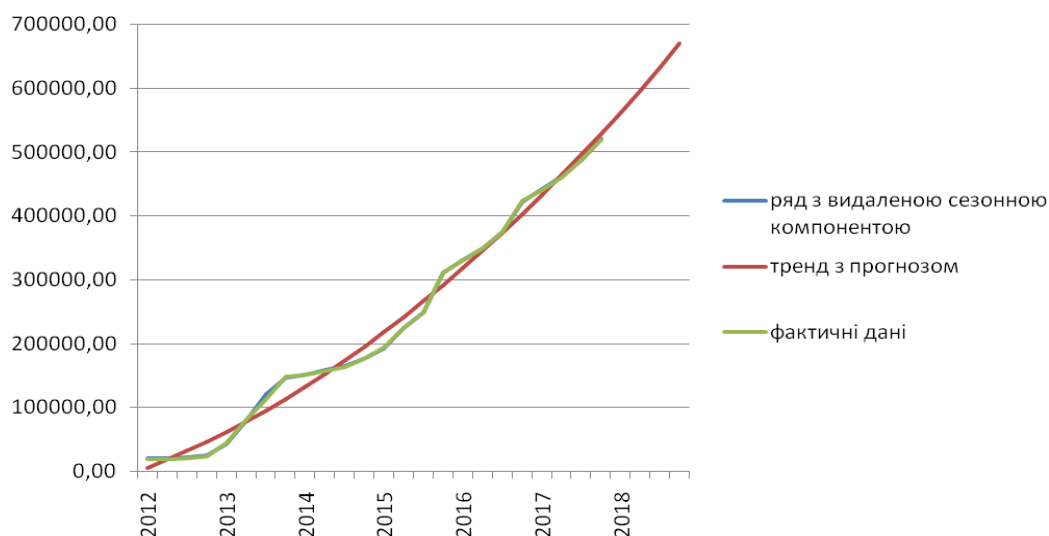


Рис. 2. Графічна інтерпретація побудованої моделі вартості реалізованої продукції підприємства

Висновки з проведеного дослідження. Із вказаного вище можна зробити наступні висновки:

- побудовано прогноз вартості реалізації зерна кукурудзи фермерським господарством «Рудич» на 2018 р. на основі методів трендового аналізу;
- досліджено на основі наукових принципів адекватність отриманих результатів;
- розраховано інтервали довіри для прогнозних значень вартості реалізованої продукції (кукурудзи) фермерським господарством «Рудич» на 2017 р. та встановлено, що отримані річні показники не виходять за критичні межі;
- обчислено відносні похибки прогнозних та фактичних значень вартості реалізованої продукції (кукурудзи) фермерським господарством «Рудич».

Дослідження мають практичне застосування на виробництві, відпрацьована методика може бути використана для прогнозування вартості іншої реалізованої продукції. Методи та їх результати можуть бути використані при вивченні студентами дисципліни «Прогнозування соціально-економічних процесів».

Бібліографічний список:

1. Вітлінський В.В. Моделювання економіки: навч. посібник / В.В. Вітлінський. – К. : КНЕУ, 2003. – 408 с.
2. Піддубна О.О. Економіко-математичне моделювання в управлінні виробничим потенціалом / О.О. Піддубна // Економіка та держава. – 2009. – № 12. – С. 49-50.
3. Середюк В.Б. Застосування економіко-математичних методів для розв’язання економічних задач / В.Б. Сердюк // Вісник соціально-економічних досліджень, 2014 рік, випуск 1 (52).
4. Монахов А.В. Математические методы анализа экономики / А.В. Монахов. – Санкт-Петербург: «Питер», 2002. – 176 с.
5. Синявіна Ю.В. Економіко-математичне моделювання оптимізації виробництва продукції / Ю.В. Синявіна // Вісник Харківського національного

- аграрного університету ім. В.В. Докучаєва. Серія «Економічні науки». – 2015. – № 3. – [Електронний ресурс]. – Режим доступу: http://knau.kharkov.ua/uploads/visn_econom/2015/3/48.pdf
6. Ширягіна О.Є. Автоматизація моделей прогнозування прибутку / О.Є. Ширягіна // Актуальні проблеми економіки. – 2009. – № 11 (101). – С. 251 – 263.
7. Кондіус І.С. Конспект лекцій за темою: «Прогнозування соціально-економічних процесів» (частина 1 навчально-методичного комплексу «Прогнозування соціально-економічних процесів») : методичні матеріали з питань самостійної роботи із спеціальною літературою / Том 1 / І.С. Кондіус. – Севастополь : Севастопольський центр перепідготовки та підвищення кваліфікації, 2013. – 76 с.
8. Редченко К.І. Стратегічний аналіз у бізнесі: навч. посібник / К. І. Редченко. – Львів: «Новий Світ – 2000», 2003. – 272 с.
9. Головка Т. В.. Стратегічний аналіз: навч.-метод. посібник для самост. вивч. дисц. / Т. В. Головка, С. В. Сагова. – К.: КНЕУ, 2002. – 198 с.
10. Ільєнко Ю.І. Особливості прогнозування економічних показників на підприємствах туристичного бізнесу / Ю.І. Ільєнко, Г.В. Шершньова // Вісник Донецького національного університету економіки і торгівлі імені Туган-Барановського. – 2013. – № 3(59). [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://journals.urau.ua/visdonnuetec/article/view/20700>
11. Алексєєва Н.Ф. Методи прогнозування взаємопов'язаних показників соціально-економічного розвитку України / Н.Ф. Алексєєва // Вісник КДПУ імені Михайла Остроградського. Частина 1. – 2008. – № (48). – С. 120 – 123.
12. Яшкіна О.І. Прогнозування соціально-економічних показників по коротких рядах динаміки / О.І. Яшкіна // Матеріали міжнародної науково-практичної конференції «Трансформація ринкових відносин в Україні: організаційно-правові та економічні проблеми». ОНУ. – 2003. – С. 210 – 213.

Стаття відправлена: 12.03.2018 р.

© Скрильник І.І.