

КИЇВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ ІМЕНІ ТАРАСА  
ШЕВЧЕНКА

БЕРДЯНСЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ ПЕДАГОГІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ

ДУ «ІНСТИТУТ ЕКОНОМІКИ І ПРОГНОЗУВАННЯ НАН УКРАЇНИ»

КИЇВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ ЕКОНОМІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ ІМЕНІ  
В. ГЕТЬМАНА

ХАРКІВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ ЕКОНОМІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ

ХАРКІВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ ІМЕНІ В.Н.  
КАРАЗИНА

СУЧАСНІ ПРОБЛЕМИ ПРОГНОЗУВАННЯ СОЦІАЛЬНО-  
ЕКОНОМІЧНИХ ПРОЦЕСІВ: КОНЦЕПЦІЇ, МОДЕЛІ,  
ПРИКЛАДНІ АСПЕКТИ

Монографія

Бердянськ - 2012

УДК 330.46  
ББК 65в641  
С56

Рекомендовано ~~вченою радою~~ спеціалізованого факультету Київського національного університету імені Тараса Шевченка  
(*протокол №10 від 17 травня 2012 р.*)

Рекомендовано ~~вченою радою~~ факультету економіки та управління Бердянського державного педагогічного університету  
(*протокол №4 від 15 травня 2012 р.*)

Рецензенти: **Гесць В.М.** - академік НАН України, доктор економічних наук, професор, директор ДУ "Інститут економіки та прогнозування НАН України";

**Лисенко Ю.Г.** - член-кореспондент НАН України, доктор економічних наук, професор, завідувач кафедри економічної кібернетики Донецького національного університету

**С56** Сучасні проблеми прогнозування соціально-економічних процесів: концепції, моделі, прикладні аспекти: Монографія / За ред. О. І. Черняка, П. В. Захарченка. – Бердянськ : Видавець Ткачук О.В., 2012. – 564 с. : Англ. мова, рос. мова, укр. мова : іл.  
ISBN 978-966-2261-36-3

У монографії розглядається сучасна теорія і практичні методи прогнозування, а також перспективні напрями досліджень. Обґрунтовується системна методологічна концепція і конструктивні принципи ведення прогностичних досліджень, а також математичний апарат прогнозування діяльності соціально-економічних систем, метою яких є істотне підвищення економічної ефективності таких систем. Розкриті особливості побудови прогнозів на прикладі соціально-економічних об'єктів і процесів різноманітних рівнів ієрархії. Окремо приділено увагу питанням економічного прогнозування та управління курортними рекреаціями і туризмом в регіонах.

Для фахівців в області моделювання, прогнозування, та управління складними соціально-економічними системами, а також викладачів, аспірантів і студентів економічних спеціальностей.

УДК 330.46  
ББК 65в641

© О.І. Черняк, П.В. Захарченко, 2012 р.

© Автори статей, 2012 р.

© Видавець Ткачук О.В., 2012 р.

ISBN 978-966-2261-36-3

- M. Caliendo, G.J. Van den Berg, K. F. Zimmermann // IZA Discussion Paper, No.5485.- Bonn: Institute for the Study of Labor (IZA), 2011.- 22 p.
- 12.Chernyak O. Modern challenges in governmental regulation of labor force migration in Ukraine / O.Chernyak, Y.Chernyak // Ekonomika.- 2012.-vol.91 (1).-P.93-104.

### **1.15. Прогнозування макроекономічних показників із застосуванням рекурсивної авторегресійної моделі експлораторного факторного аналізу**

**Черняк О.І.**, д.е.н., професор,

зав. кафедри економічної кібернетики

Київський національний університет імені Тараса Шевченка, Україна,  
м. Київ.

**Хохлов В.В.**, к.т.н., доцент

Севастопольський національний технічний університет, Україна,  
м. Севастополь.

Прогнозування стану економічної системи не здійснено без належної моделі, що відображає найбільш істотні зв'язки між основними характеристиками об'єкта дослідження, що описується багатовимірними часовими рядами – векторами економічної інформації. При цьому модель повинна враховувати наявність взаємних залежностей двох видів: кореляційної – між компонентами вектора, і авторегресійної – між моментами спостережень за компонентами. Врахування такої особливості багатомірного часового ряду дозволить значно підвищити якість прогнозу при використанні відповідної моделі. Також покрокове коректування оцінюваних прогнозних значень на похибку прогнозу на попередньому

кроці, яке аналогічне техніці фільтра Калмана [1], може ще більшою мірою збільшити точність прогнозу.

Серед розповсюджених останнім часом методів дослідження векторних процесів слід зазначити VAR-моделі – векторної авторегресійної моделі [2]. Вона описується системою рівнянь, причому кількість рівнянь дорівнює кількості досліджуваних змінних. Кожне рівняння являє собою залежність даної змінної від значень усіх змінних у попередніх моментах часу (у цьому випадку говорять, що має місце авторегресія порядку  $p$ ). Модель враховує вплив, як власних лагових значень, так і лагових значень інших змінних. Таким чином, вона дозволяє встановити й аналітичну авторегресійну залежність змінних, і вплив інших змінних на поточне значення кожної з них. Однак навіть для моделі авторегресії другого порядку з невеликим числом розглянутих змінних кількість параметрів такої моделі, яке необхідно оцінити, робить цей метод мало придатним у практичному плані.

Існує експертно-аналітичний метод або метод «ЖОК» [3], який застосовується для оцінки результатів впливу змінних на підсумкові показники й один на одного. Цей метод використовує економіко-математичну модель багатовимірного часового ряду, у якій коефіцієнти безпосереднього впливу змінних одна на одну й початкові умови задаються експертами. Методи, засновані на експертних оцінках, безумовно, мають право на існування. Але думки експертів, навіть найбільш ґрунтованих і підготовлених, є суб'єктивними, а компілювання декількох суб'єктивних думок для виведення загальної оцінки навряд чи може привести до результату, вільному від суб'єктивності. І як тільки це має місце, застосування такого методу для прогнозування макроекономічних показників може бути поставлене під сумнів.

Останнім часом починає одержувати поширення факторна авторегресійна модель [4], у яку входять два рівняння. Перше описує

авторегресійну залежність різних спостережень ортогональних стохастичних факторів для деяких моментів часу, друге – зв'язує корельовані спостережувані змінні з факторами, і являє собою модель експлораторного факторного аналізу. Прогноз робиться для незалежних факторів по першому рівнянню, а прогнозні значення самих змінних відновлюються по другому рівнянню. Таким чином, цей підхід дозволяє врахувати дві різноманітних природи зв'язків між змінними. Однак наявні у вигляді багатовимірних часових рядів дані можна використати як навчальну вибірку для того, щоб коректувати реальний прогноз для даного моменту часу на ту похибку, що мала місце при прогнозі в попередні моменти.

Метою статті є створення такої моделі прогнозування, яка б покроково враховувала б похибку прогнозного значення вектора, отриманого на підставі авторегресійної залежностей, і його реального значення, тим самим була б адаптована до похибки прогнозу, що змінюється із часом, – рекурсивної авторегресійної моделі експлораторного факторного аналізу.

В роботі [4] розглядалася модель авторегресії факторів першого порядку. Розглянемо модель динаміки економічної системи з авторегресійними залежностями довільного порядку.

Багатовимірна факторна авторегресійна модель порядку  $p$  має вигляд:

$$f_t = (f_{t,1}, f_{t,2}, \dots, f_{t,p}) \begin{pmatrix} \psi_1 \\ \psi_2 \\ \dots \\ \psi_r \end{pmatrix} + u_t; \quad (1)$$

де  $f_t = (f_{t,1}, f_{t,2}, \dots, f_{t,m})$  – вектор значень стохастичних факторів для моменту часу  $t$ ;  $m$  – число факторів;

аналогічно  $f_{t-k} = (f_{t-k,1}, f_{t-k,2}, \dots, f_{t-k,m})$  – значення стохастичних факторів для моменту часу  $t-k$ ; ( $k = 1, 2, \dots, p$ );

$\phi_k = \begin{pmatrix} \psi_{11}^k & \dots & \psi_{1m}^k \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \psi_{1m}^k & \dots & \psi_{mm}^k \end{pmatrix}$  – значення коефіцієнтів багатовимірної

авторегресії;

$u_t = (u_{t1}, u_{t2}, \dots, u_{tm})$  – вектор випадкових відхилень із нульовим математичним очікуванням і постійними дисперсіями.

Значення змінюваних змінних задаються рівнянням структури експлораторного факторного аналізу

$$z_t = f_t A^T + v_t, \quad (2)$$

де  $z_t = (z_{t1}, z_{t2}, \dots, z_{tn})$  – вектор стандартизованих значень змінних – економічних показників у момент часу  $t$ ;  $n$  – число досліджуваних змінних;  $(\cdot)^T$  – знак транспонування матриці;  $A$  – матриця факторних навантажень:

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & \dots & a_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & \dots & a_{nm} \end{pmatrix},$$

$v_t = (v_{t1}, v_{t2}, \dots, v_{tn})$  – вектор випадкових збурень рівняння факторної структури.

Стандартизовані значення змінних являють собою відношення різниці поточної величини змінної й величини її тренду в момент часу  $t$  до середньоквадратичного відхилення.

Введемо наступне позначення для матриці значень факторів від моменту часу 1 до поточного  $t$ ; розмірність матриці  $(t-m)$ ;

$$F_t = \begin{pmatrix} f_1 \\ f_2 \\ \dots \\ f_t \end{pmatrix};$$

матриця значень факторів з часовим зсувом на  $k$  кроків від поточного моменту часу розмірності  $(t-m)$ :

$$F_{t-k} = \begin{pmatrix} f_{1-k} \\ f_{2-k} \\ \dots \\ f_{t-k} \end{pmatrix}$$

Також введемо блочну матрицю лагових значень факторів розмірності  $(t \cdot mp)$

$$\Xi_{t-p} = (F_{t-1} \mid F_{t-2} \mid \dots \mid F_{t-p}),$$

і блочну матрицю коефіцієнтів авто регресії розмірності  $(mp \cdot m)$

$$\Theta = \begin{pmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \\ \dots \\ \phi_p \end{pmatrix}.$$

Тоді авторегресійна залежність (1) для довільного моменту часу прийме вигляд:

$$F_t = \Xi_{t-p} \Theta + U_t, \quad (3)$$

де  $U_t = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \dots \\ u_t \end{pmatrix}$  – матриця випадкових відхилень.

Наявні значення компонент багатовимірного часового ряду дозволяють знайти величини стохастичних факторів для реальних спостережень [5].

Оцінки матриці коефіцієнтів авторегресійної моделі (3), що мінімізують сумарну квадратичну похибку, при цьому значення факторів є ортогональними, можна отримати за допомогою матричну функцію Лагранжа:

$$g = \text{tr} \{ (F_N - \Xi_{N-p} \Theta)^T (F_N - \Xi_{N-p} \Theta) \} + \text{tr} \{ \Lambda [ (\Xi_{N-p} \Theta)^T \Xi_{N-p} \Theta - I ] \} \quad (4)$$

де  $\Lambda$  – матриця Лагранжа,  $N$  – число спостережень (обсяг вибірки).

Обчислюючи похідні функції Лагранжа, приходимо до системи рівнянь, розв'язком котрих є оцінки коефіцієнтів авторегресії:

$$\hat{\Theta} = \left( \Xi_{N-p}^T \Xi_{N-p} \right)^{-1} \Xi_{N-p}^T F_N \left( F_N^T \Xi_{N-p} \left( \Xi_{N-p}^T \Xi_{N-p} \right)^{-1} \Xi_{N-p}^T F_N \right)^{-1}. \quad (5)$$

Отримані оцінки дозволяють на підставі моделі (1) і значень факторів у попередні моменти часу зробити прогноз динаміки факторів на момент часу  $t$  на основі рівняння (1). Цей прогноз буде мати деяку похибку, яка, у разі нестационарного процесу, буде змінюватися з плином часу. При цьому виявити таку тенденцію можна відтворивши прогнозне значення реального спостереження для змінної – економічного показника, ... за виразом (2). Порівняння відновленого значення з реальною величиною дозволить скорегувати процедуру побудови прогнозу для значень в майбутньому. Умовне математичне сподівання вектора значень стохастичних чинників у момент часу  $t$ , за умови наявності вектора величин спостережуваних змінних у попередній момент має вигляд:

$$E\{f_t | z_{t-1}\} = \xi_{t-1} \Theta + (z_{t-1} - f_{t-1} A^T) K_t; \quad (6)$$

де  $\xi_{t-1}$  – вектор значень стохастичних факторів ( $t-1$  рядок матриці  $\Xi$ );  $K_t$  – деяка вагова матриця.

На підставі (6) може бути складена процедура отримання прогнозу значень стохастичних факторів:

$$\hat{f}_t = \hat{\xi}_{t-1} \hat{\Theta} + (z_{t-1} - \hat{f}_{t-1} A^T) K_t. \quad (7)$$

Вагову матрицю  $K_t$  підберемо так, щоб мінімізувати квадрат відхилення лівої частини (7) від правої, тобто знайдемо мінімум матричної функції

$$y = (\hat{f}_t - \hat{\xi}_{t-1} \hat{\Theta} + (z_{t-1} - \hat{f}_{t-1} A^T) K_t) (\hat{f}_t - \hat{\xi}_{t-1} \hat{\Theta} + (z_{t-1} - \hat{f}_{t-1} A^T) K_t)^T \quad (8)$$

Диференціюючи (8) по  $K_t$ , потім, прирівнюючи похідну до нуля, отримуємо такий вираз для вагової матриці

$$K_t = [(z_{t-1} - \hat{f}_{t-1} A^T)^T (z_{t-1} - \hat{f}_{t-1} A^T)]^{-1} (z_{t-1} - \hat{f}_{t-1} A^T)^T (\hat{f}_{t-1} - \hat{\xi}_{t-1} \hat{\Theta}). \quad (9)$$



У рівнянні (9) вектори значень змінних та чинників замінимо матрицями такої розмірності, щоб існувала обернена матриця. І на першому етапі проводиться оцінка послідовності матриць  $K_t$  для  $t = n_0, n_0 + 1, n_0 + 2, \dots, N$ , де  $n_0$  – обсяг вибірки, достатній для здійснення обертання матриці в (9)

$$K_t = [(Z_{t-1} - F_{t-1}A^T)^T (Z_{t-1} - F_{t-1}A^T)]^{-1} (Z_{t-1} - F_{t-1}A^T)^T (F_{t-1} - \Xi_{t-p}\hat{\Theta}). \quad (10)$$

На другому етапі при використанні (10) по рівнянню (6) здійснюється прогноз. Матриці в (10):  $Z_{t-1}, F_{t-1}, \Xi_{t-p-1}$  мають однакове число рядків, рівне  $n_0$ , причому частина значень являють собою реальні спостереження, а частина значень – прогнозні величини. Таким чином, на кожному кроці перший рядок цих матриць видаляється, і додається новий рядок за виразами (2) та (6). Алгоритм прогнозу має вид

$$\left\{ \begin{array}{l} \hat{\Theta}_t = (\Xi_{t-p}^T \Xi_{t-p})^{-1} \Xi_{t-p}^T F_t (F_t^T \Xi_{t-p} (\Xi_{t-p}^T \Xi_{t-p})^{-1} \Xi_{t-p}^T F_t) \\ K_{t+1} = [(Z_t - F_t A^T)^T (Z_t - F_t A^T)]^{-1} (Z_t - F_t A^T)^T (F_t - \Xi_{t-p} \hat{\Theta}_t); \\ \hat{f}_{t+1} = \hat{\xi}_t \hat{\Theta} + (z_t - \hat{f}_t A^T) K_{t+1}; \\ \hat{z}_{t+1} = \hat{f}_{t+1} A^T; (t = N + 1, N + 2, \dots, N + k). \end{array} \right. \quad (11)$$

де  $k$  – число кроків прогнозу.

Використовуючи алгоритм (11) можна оцінити майбутні величини безрозмірних, стандартизованих значень змінних. Перехід до величини економічного показника в натуральних одиницях виміру здійснюється за допомогою виразу

$$\hat{x}_t = \bar{x}_t + \hat{z}_t S, \quad (12)$$

де  $\bar{x}_t$  – величина тренда вектора змінних у момент часу  $t$ ;  $\hat{z}_t$  – прогнозна оцінка стандартизованого значення змінної;  $S$  – діагональна матриця величин середньоквадратичних відхилень змінних.

Для оцінки параметрів моделі й побудови прогнозу були взяті квартальні статистичні дані Державної служби статистики України [5]. Візьмемо наступні показники: ВВП, державні витрати, доходи населення,

витрати на наукові роботи, інфляція, безробіття, державний борг за період з 2004 р. по 2011 р.

Для перевірки точності прогнозу вибіркові дані були розбиті на дві частини. За першою частиною, а це дані за період з 2004 р. по середину 2010 р., були оцінені параметри моделі. Друга, досить подовжена частина даних була використана для перевірки. Паралельно було обрано порядок авторегресії, для якого значення критеріїв виявилися найменшими.

Скористаємося критеріями для перевірки точності прогнозу: показником середньоквадратичної похибки у відсотках від фактичних значень (RMSPE) і середньою абсолютною похибкою у відсотках (MAPE) [6]:

$$RMSPE = 100 \sqrt{\frac{1}{n \cdot k} \sum_t \sum_i \left( \frac{x_{t,i} - \hat{x}_{t,i}}{x_{t,i}} \right)^2}; \quad (13)$$

$$MAPE = \frac{100}{n \cdot k} \sum_t \sum_i \left| \frac{x_{t,i} - \hat{x}_{t,i}}{x_{t,i}} \right|; \quad (14)$$

де  $n$  – число змінних;  $k$  – число кроків прогнозу;  $x_{t,i}$  – значення змінної часового ряду;  $\hat{x}_{t,i}$  – прогнозне значення змінної.

Оцінку точності прогнозу може бути зроблено відповідно до таблиці 1 [7].

Таблиця 1

Оцінка точності прогнозу

<i>MAPE, RMSPE</i>	Точність прогнозу
менше 10%	Висока
10% – 20%	Добра
20% – 40%	Задовільна
40% – 50%	Погана
більше 50%	Незадовільна

Значення критеріїв точності прогнозу для системи всіх семи показників обчислені по вираженню (12) приведенні у таблиці 2.

Таблиця 2

Порядок авторегресії	2	3	4	5
RMSPE	10,46	10,31	10,43	10,44
MAPE	8,15	7,99	8,11	8,15

З таблиці видно, що до п'ятого порядку авторегресії прогнози є досить високими, але RMSPE і MAPE мають найменше значення при  $p=3$ . Починаючи з 6-го порядку авторегресії, значення критеріїв погіршуються.

Прогноз семи макроекономічних показників економіки України наведений у таблиці 3.

Таблиця 3.

Прогноз семи макроекономічних показників економіки України

Період часу	ВВП млн. грн.	Держ. витрати млн. грн.	Дох. насел. млн. грн.	Наук. витрати млн. грн.	Інфляція % до 12. 2004	Безро-біття тис.чол.	Держ. борг млрд. грн.
III кв. 2012 р.	350 982	69 373	260 313	2 861,7	258,9	1 930,6	150,4
IV кв. 2012 р.	366 509	71 846	271 235	2 922,8	263,5	1 894,1	154,8
I кв. 2013 р.	373 441	73 444	276 641	2 995,5	269,1	1 907,6	159,2
II кв. 2013 р.	388 084	75 860	287 226	3 059,5	274,4	1 889,0	163,5

Таким чином, валовий внутрішній продукт у другому кварталі 2013 р. у порівнянні з третім кварталом 2012 р. зросте на 10,5%; державні витрати – на 9,9%; доходи населення зростуть на 10,3%, а наукові витрати – на 6,9%. Інфляція, обчислювана до грудня 2004 р., у порівнянні з третім кварталом 2012 р. зросте на 15,5%, та темп її зростання складе 5,8%. Безробіття буде коливатися навколо 1905,3 тис. чол., проте набере ознаки зниження. Але найсумнішим із прогнозів є зростання державного боргу, він зросте до позначки у 163,5 млрд. грн., що означає зростання на 8,7%.

Висновки. Використання покрокового коректування прогнозного значення стохастичного фактора дозволяє підвищити точність як середньо.

так і довгострокових прогнозів. Рекурсивна авторегресійна модель експлораторного факторного аналізу робить можливим досліджувати і прогнозувати економічні процеси, які у загальному випадку не є стаціонарними. Для визначення порядку авторегресії є можливість скористатися критеріями якості прогнозу RMSPE і MAPE.

Рекурсивна авторегресійна модель експлораторного факторного аналізу на відміну від факторної авторегресійної моделі дозволяє зробити середнє та довгостроковий прогноз значень макроекономічних показників.

#### Література.

1. Sorenson H.W. Kalman Filtering Techniques / H.W. Sorenson. – Advances in Control Systems Theory and Applications, 1966. – Vol.3. – 219-292.
2. Моделі і методи соціально-економічного прогнозування: Підручник / Геєць В.М., Клебанова Т.С., Черняк О.І., та ін. – Х.: ВД «Інжек», 2008. – 396 с.
3. Жихарев В.Н. Новый эконометрический метод "ЖОК" оценки результатов взаимовлияний факторов в инженерном менеджменте / В.Н.Жихарев, В.Г.Кольцов, А.И.Орлов. – В сб.: Проблемы технологии, управления и экономики / Под общей редакцией канд. экон. наук. Панкова В.А. Ч.1. Краматорск: Донбасская государственная машиностроительная академия, 1999. – С.87-89.
4. Хохлов В.В. Прогнозирование финансового состояния предприятия на основе многомерного факторного анализа временных рядов / В.В.Хохлов, Е.И.Пискун. – Бизнес Информ.– № 2(1), 2009.– С. 82-87.
5. Хохлов В.В. Оценка значений факторов экономических процессов / В.В. Хохлов. – Материалы Всеукраинской научно-практической конференции, Севастополь, 3-6 сентября 2009 г.–Севастополь: Изд-во СевНТУ, 2009. –С. 82-85.
6. Державна служба статистики України: Основні показники соціально-економічного розвитку України з 2004 по 2011 р.р. [Електронний ресурс] / Режим доступу: ·· <http://www.ukrstat.gov.ua>

7. Черняк О.І. Динамічна економетрика: Навчальний посібник / О.І. Черняк, А.В. Ставицький. - К.: КВІЦ, 2000. - 120 с.

### **1.16. Кількісні методи оцінки складності в прогнозуванні соціально-економічних систем**

**Соловйов В.М.**, д.ф.-м.н., професор,  
зав. кафедри економічної кібернетики  
Черкаський національний університет ім. Богдана Хмельницького,  
Україна, м. Черкаси.

**Соловйова К.В.**  
Криворізький національний університет, Україна, м. Кривий Ріг.

В епоху глобалізації умови життя людини стають все більш складними і складно передбачуваними. Хаос, порядок і самоорганізація, як в природі, так і суспільстві, виникають відповідно до законів складних динамічних систем. Складні динамічні системи вже успішно досліджуються в технічних і фундаментальних науках, починаючи з атомарних і молекулярних систем у фізиці і хімії і аж до клітинних організмів і екологічних систем в біології, нейронних мереж, що вивчаються теоріями мозку, і комп'ютерних мереж Інтернету. В даний час обговорюються також застосування теорії складних систем в економічних і суспільних науках.

Слід зазначити, що проблемам складності (complexity) в останні півстоліття приділяється належна увага. Відомі фундаментальні роботи у цьому напрямку з боку визначних фізиків, лауреатів Нобелівських премій (Іллі Пригожина, Мюррея Гелл-Манна, Філіпа Андерсона), математиків, таких як А. Колмогоров, Г. Чейтін, М. Лі та ін. [1-6] З легкої руки геніального

Наукове видання

**СУЧАСНІ ПРОБЛЕМИ ПРОГНОЗУВАННЯ СОЦІАЛЬНО-  
ЕКОНОМІЧНИХ ПРОЦЕСІВ: КОНЦЕПЦІЇ, МОДЕЛІ,  
ПРИКЛАДНІ АСПЕКТИ**

Монографія

За ред. О.І. Черняка, П.В. Захарченко.

Підписано до друку 25.05.2012 р.  
Гарнітура «Times New Roman». Формат 60x84/16. Папір офсетний.  
Друк – різнографія. Ум.-друк. арк. 27,5. Обл.-вид. арк. 28,0  
Наклад 300 прим. Зам. № 45

---

Видавництво та друк Ткачук О.В.  
71100, Запорізька обл., м. Бердянськ, вул. Кірова, 52/49, 53  
Тел. (097) 918-66-41, (066) 106-29-93; e-mail: Tizdat@gmail.com  
<http://izdatelstvo.at.ua>

Свідоцтво про внесення суб'єкта видавничої справи до  
Державного реєстру видавців, виготівників і  
розповсюджувачів видавничої продукції  
ДК № 3377 від 29.01.2009 р.