

Л.Н. Сергєєва

доктор економічних наук, професор

Т.М. Книшенкокандидат економічних наук
Класичний приватний університет

ПРОГНОЗУВАННЯ ЗВ'ЯЗАНИХ СОЦІАЛЬНО-ЕКОНОМІЧНИХ ПОКАЗНИКІВ

У статті досліджено проблему прогнозування соціально-економічних показників, пов'язаних детермінованими співвідношеннями, з урахуванням соціально-економічних законів. Авторами запропоновано термін "відхилу прогнозів", обґрунтовано метод підвищення якості прогнозу на основі розподілу відхилу прогнозу.

Ключові слова: соціально-економічний показник, відхил прогнозу, розподіл відхилу.

I. Вступ

Отримання прогнозів динаміки соціально-економічних показників є одним з найважливіших завдань математичного моделювання в економіці. Основними найпоширенішими методами прогнозування є статистичні методи [1; 2], методи експертних оцінювань [3; 4] і методи нелінійної динаміки – теорії хаосу [8]. Для застосування методів першої і третьої груп необхідна наявність часових рядів – результату спостережень за соціально-економічною системою протягом певного часу, для другої групи відсутність спостережень за поведінкою досліджуваної системи заповнюється досвідом експертів, набутим при моніторингу аналогічних систем [4].

Унаслідок неповної інформації в соціально-економічній системі може виникнути проблема при побудові прогнозу. У цьому випадку актуальним є уявлення результативного показника за допомогою зв'язаних з ним соціально-економічних показників та обґрунтування детермінованих рівнянь зв'язку.

Моделювання структурними рівняннями є методом статистичного аналізу. Цей підхід можна розглядати як комбінацію регресійного, факторного аналізу і методів теорії графів [10]. Альтернативною назвою техніки є моделювання коваріаційної структури, оскільки модель структурних рівнянь повинна включати аналіз коваріаційної структури між спостережуваними змінними [9].

Дослідження теорії моделювання структурними рівняннями свідчить, що цей метод реалізується за допомогою лінійних структурних рівнянь [4]. Використання структурних рівнянь має на меті перевірку відповідності теоретичних моделей емпіричних даних, оцінювання прямих та непрямих ефектів, параметрів моделі. Але в соціально-економічних системах моделювання ліній-

ними рівняннями має спрощений характер, динаміка соціально-економічних показників є часто суттєво нелінійною [5; 8].

II. Постановка завдання

Мета статті – дослідження особливостей прогнозування соціально-економічних показників, що пов'язані детермінованими рівняннями зв'язку, а також обґрунтування рекомендацій щодо підвищення точності прогнозу.

III. Результати

При застосуванні статистичних методів прогнозування часовий ряд аналізують як реалізацію дискретного випадкового процесу [4]. На протилежність цьому, за методами нелінійної динаміки часовий ряд є ітераційною послідовністю, що породжується детермінованим нелінійним дискретним відображенням [8]. Оскільки соціально-економічні системи є складними системами, то їх стан і поведінка характеризуються не одним показником, а цілим комплексом показників, тобто при прогнозуванні поведінки таких систем необхідно будувати прогнози для множини соціально-економічних показників [5; 6]. При цьому прогнозування проводиться для кожного показника незалежно, але можливе висунення і перевірка гіпотези про наявність між показниками статистичної залежності [2; 9]. Проте в цьому підході не враховано наявність у соціально-економічних системах детермінованих соціально-економічних та інших законів, які виражаються в детермінованих зв'язках між соціально-економічними показниками, наприклад:

- прибуток підприємства, що дорівнює його доходам за вирахуванням витрат;
- сальдо зовнішньоекономічної діяльності (платіжного балансу) – різниця експорту товарів і послуг та імпорту;
- валовий внутрішній продукт, що дорівнює сумі витрат на споживання, державних витрат та інвестицій;

– структура соціально-економічних показників, зокрема частка ринку, що належить кожному з виробників, частка вікової групи в загальній кількості населення тощо. Зауважимо, що сума всіх часток повинна дорівнювати 1.

Наявність детермінованих зв'язків є додатковою інформацією про соціально-економічну

систему, яка при традиційному статистичному підході не враховується і не використовується для підвищення точності прогнозу.

Уявімо соціально-економічний показник як поєднання структурних та динамічних властивостей, що виражається в детермінованому рівнянні зв'язку та впливає на якість його прогнозу (рис. 1).



Рис. 1. Фактори впливу на якість прогнозу соціально-економічного показника

Обґрунтуємо рекомендації щодо підвищення точності прогнозу.

Для простоти викладу вважатимемо, що поведінка системи описується трьома показниками A , B , C , і відоме рівняння зв'язку:

$$C = f(A, B). \quad (1)$$

Прогнозні значення показників, одержані статистичним методом (за допомогою регресійного аналізу, методами декомпозиційного аналізу або методами ковзного середнього й експоненційного згладжування), позначимо a , b , c , відповідно.

Виділимо два основні варіанти:

Варіант 1. Підстановка прогнозів у праву і ліву частину рівняння зв'язку (1) дає змогу одержати рівність.

Варіант 2. Підстановка прогнозів у рівняння зв'язку призводить до порушення рівності. Різницю

$$\Delta = c - (a + b) \quad (2)$$

будемо називати відхилом прогнозів.

Варіант 1 виникає, якщо рівняння зв'язку лінійне і для отримання прогнозів для всіх трьох показників використовується або лінійна, або логарифмічна трендова модель. Роз-

глянемо цей варіант на прикладі прогнозування зовнішньоекономічної діяльності України. Як показник A розглянемо обсяг експорту товарів і послуг, B – обсяг імпорту товарів і послуг, C – сальдо платіжного балансу. Усі дані належать до часового інтервалу з 01.02.2005 р. до 01.01.2011 р. включно [4] та подані в табл. 1. Рівняння зв'язку матиме вигляд:

$$C = A - B. \quad (3)$$

На рис. 2 подано графічне подання показників A , B , C .

У наведеному прикладі відхилю прогнозів не виникає, проте рівняння зв'язку дає змогу більш обґрунтовано прогнозувати динаміку сальдо платіжного балансу. Побудова прогнозної моделі є ефективною, якщо в системі не відбулося структурних зрушень, але на значення показників 2007–2009 рр. вплинула світова фінансова криза, тому доцільно розглянути післякризову динаміку. На рис. 3 наведено згладжені дані, лінійні трендові моделі, рівняння моделей і значення коефіцієнтів детермінації для періоду 2009–2011 рр.

Таблиця 1

Дані платіжного балансу України за 2005–2011 рр. (млн дол. США)

| Період спостережень | Експорт (A) | Імпорт (B) | Сальдо (C) | Період спостережень | Експорт (A) | Імпорт (B) | Сальдо (C) |
|---------------------|-------------|------------|------------|---------------------|-------------|------------|------------|
| 01.02.2005 | 2490,7 | 1804,8 | 685,9 | 01.02.2008 | 3664,8 | 4638,6 | -973,8 |
| 01.03.2005 | 2636,7 | 2407,6 | 229,1 | 01.03.2008 | 4701,2 | 6483,3 | -1782,1 |
| 01.04.2005 | 3223,3 | 3282,4 | -59,1 | 01.04.2008 | 5451,3 | 7719,4 | -2268,1 |
| 01.05.2005 | 3032 | 3093,7 | -61,7 | 01.05.2008 | 5580,5 | 7950,1 | -2369,6 |
| 01.06.2005 | 2791,8 | 2814,9 | -23,1 | 01.06.2008 | 6305,4 | 7712,1 | -1406,7 |
| 01.07.2005 | 2829,4 | 3203,4 | -374 | 01.07.2008 | 6891,5 | 7920,5 | -1029 |
| 01.08.2005 | 2763,7 | 3148 | -384,3 | 01.08.2008 | 7654 | 8827,4 | -1173,4 |
| 01.09.2005 | 2683,3 | 3187,6 | -504,3 | 01.09.2008 | 6657,6 | 8229,5 | -1571,9 |
| 01.10.2005 | 2808,8 | 3205,7 | -396,9 | 01.10.2008 | 6666,3 | 8422,5 | -1756,2 |
| 01.11.2005 | 2923,5 | 3209,3 | -285,8 | 01.11.2008 | 5625,8 | 7583,2 | -1957,4 |
| 01.12.2005 | 2956,2 | 3252 | -295,8 | 01.12.2008 | 3711 | 5268,5 | -1557,5 |
| 01.01.2006 | 3089 | 3527,1 | -438,1 | 01.01.2009 | 4057,9 | 4780,2 | -722,3 |
| 01.02.2006 | 2337,2 | 2711,5 | -374,3 | 01.02.2009 | 2437,1 | 2040,8 | 396,3 |
| 01.03.2006 | 2583,3 | 3184,3 | -601 | 01.03.2009 | 2692,5 | 3798 | -1105,5 |
| 01.04.2006 | 3144,7 | 3897,7 | -753 | 01.04.2009 | 3168,8 | 3935,3 | -766,5 |
| 01.05.2006 | 2870,9 | 3279,9 | -409 | 01.05.2009 | 3070,3 | 3591,1 | -520,8 |
| 01.06.2006 | 3114,1 | 3687,3 | -573,2 | 01.06.2009 | 2911,4 | 3205,1 | -293,7 |

| 01.07.2006 | 3344,8 | 3645 | -300,2 | 01.07.2009 | 3019,8 | 3196 | -176,2 |
|---------------------|-------------|------------|------------|---------------------|-------------|------------|------------|
| Продовження табл. 1 | | | | | | | |
| Період спостережень | Експорт (А) | Імпорт (В) | Сальдо (С) | Період спостережень | Експорт (А) | Імпорт (В) | Сальдо (С) |
| 01.08.2006 | 3351,2 | 3753,6 | -402,4 | 01.08.2009 | 3210 | 3899 | -689 |
| 01.09.2006 | 3514 | 3864,1 | -350,1 | 01.09.2009 | 3201,9 | 3832,9 | -631 |
| 01.10.2006 | 3673,2 | 4183,7 | -510,5 | 01.10.2009 | 3738,4 | 4023,3 | -284,9 |
| 01.11.2006 | 3472,7 | 4086 | -613,3 | 01.11.2009 | 4120,6 | 4338 | -217,4 |
| 01.12.2006 | 3352,6 | 3981 | -628,4 | 01.12.2009 | 3968,6 | 4523,1 | -554,5 |
| 01.01.2007 | 3609,1 | 4764,7 | -1155,6 | 01.01.2010 | 4156,3 | 5050,5 | -894,2 |
| 01.02.2007 | 3212,5 | 3707,6 | -495,1 | 01.02.2010 | 3008 | 3262,3 | -254,3 |
| 01.03.2007 | 3411,2 | 4296 | -884,8 | 01.03.2010 | 3372 | 3712,8 | -340,8 |
| 01.04.2007 | 4109 | 4960,8 | -851,8 | 01.04.2010 | 3944,8 | 4716,3 | -771,5 |
| 01.05.2007 | 4062,7 | 4822,3 | -759,6 | 01.05.2010 | 4206,7 | 4602,9 | -396,2 |
| 01.06.2007 | 4092,9 | 4840,1 | -747,2 | 01.06.2010 | 4194,2 | 4412,8 | -218,6 |
| 01.07.2007 | 4242,8 | 4675,6 | -432,8 | 01.07.2010 | 4328,6 | 4718,8 | -390,2 |
| 01.08.2007 | 4261,9 | 5201,9 | -940 | 01.08.2010 | 4241 | 5163 | -922 |
| 01.09.2007 | 4176,1 | 5004,2 | -828,1 | 01.09.2010 | 4249,5 | 5423 | -1173,5 |
| 01.10.2007 | 4122 | 4846,9 | -724,9 | 01.10.2010 | 4699,7 | 5674,6 | -974,9 |
| 01.11.2007 | 4347,3 | 5873,3 | -1526 | 01.11.2010 | 4740,7 | 6177 | -1436,3 |
| 01.12.2007 | 4453,4 | 5818,8 | -1365,4 | 01.12.2010 | 5128,8 | 6232,4 | -1103,6 |
| 01.01.2008 | 4804,3 | 6570,5 | -1766,2 | 01.01.2011 | 5291,2 | 6646,3 | -1355,1 |

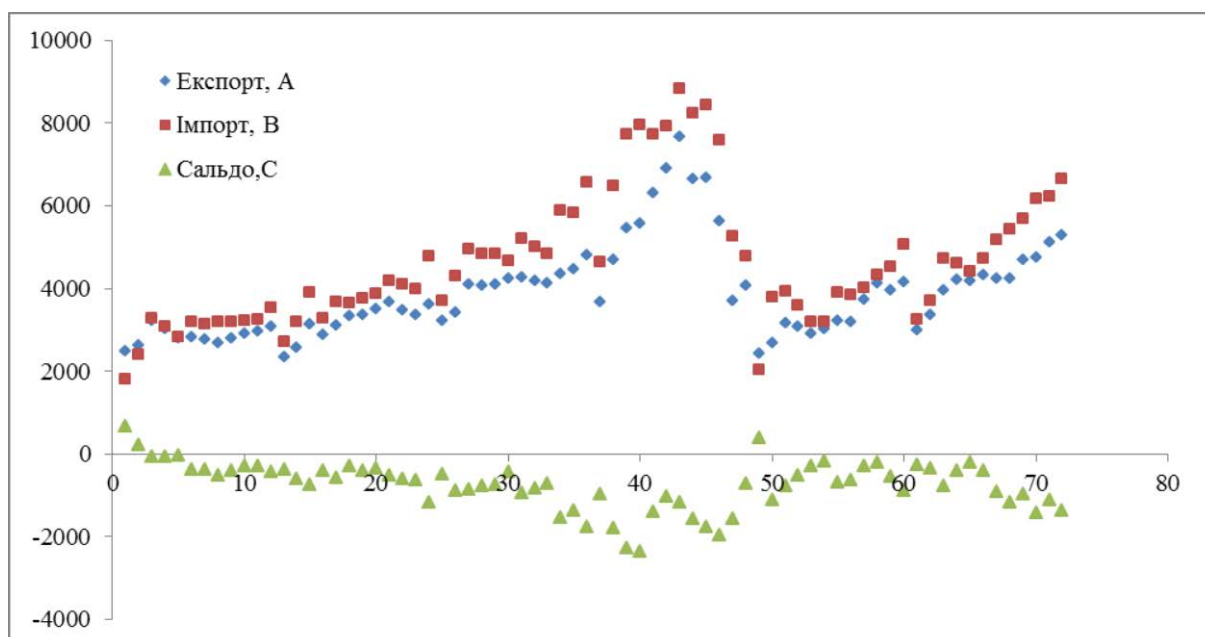


Рис. 2. Динаміка сальдо платіжного балансу та його структурних показників

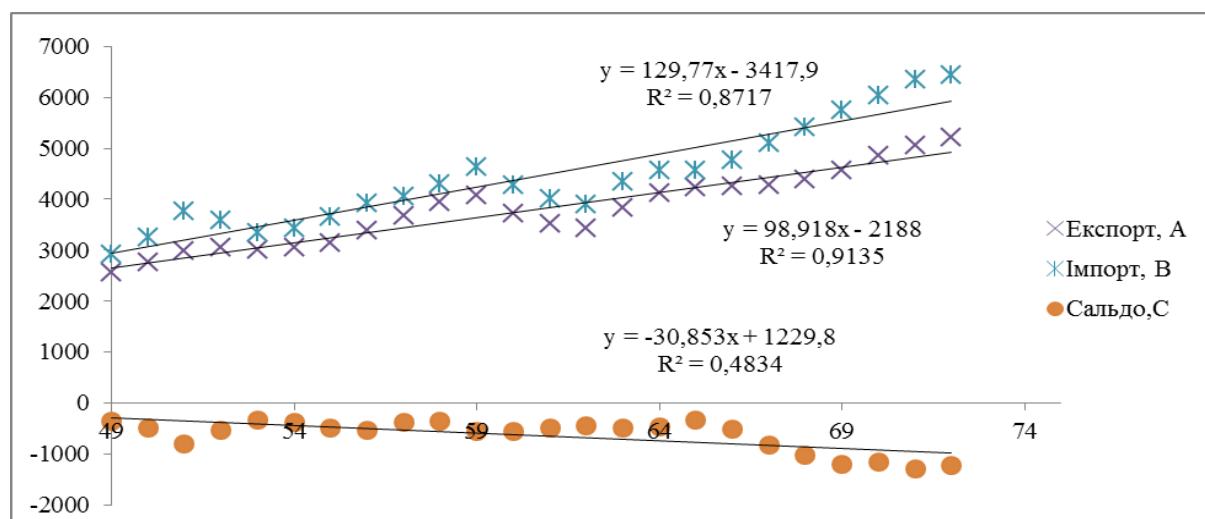


Рис. 3. Побудова прогнозних моделей

Аналіз моделі *C* показує, що коефіцієнт детермінації не є високим, коефіцієнти моделі не є статистично значущими, тобто ця модель відповідно до теорії регресійного аналізу має дуже низьку якість і не може використовуватися для прогнозування [5].

Показники *A* і *B* мають стійкий зростаючий лінійний тренд. Відповідні рівняння прогнозних моделей мають вигляд:

Експорт, *A*:

$$a = 98,92t - 2188,03; \quad (6,49) \quad (395,1)$$

$$\overline{R^2} = 0,91; \quad F = 232,43. \quad (4)$$

Імпорт, *B*:

$$b = 129,77t - 3417,9; \quad (10,62) \quad (646,45)$$

$$\overline{R^2} = 0,87; \quad F = 149,43. \quad (5)$$

Усі коефіцієнти обох моделей *A* і *B* є статистично значущими (під коефіцієнтами в дужках наведено їх стандартні відхилення). Коефіцієнти детермінації і значення критерію Фішера свідчать про високу якість моделей, отже, їх можна використовувати для прогнозування, а використовуючи рівняння зв'язку (*C*), можна одержати також прогноз сальдо платіжного балансу.

За результатами аналізу варіанта 1, необхідно відзначити, що лінійні моделі трен-

да мають обмежене застосування, їх можна використовувати для побудови короткострокових прогнозів – на 3–4 періоди вперед. При середньо- і довгостроковому прогнозуванні необхідно враховувати, що більшість соціально-економічних процесів є процесами з насиченням, і для їх моделювання застосовуються нелінійні моделі, наприклад, степенева, логарифмічна або логістична. Крім того, в часовому ряді значень показника, окрім тренда, можуть бути присутні сезонні або циклічні коливання. Для побудови прогнозної моделі необхідно застосувати декомпозиційний аналіз, методи ковзного середнього і експоненційного згладжування, що навіть при лінійному тренді призведе до появи відхилу прогнозів.

Варіант 2 продемонструємо спочатку на модельних рядах даних з нелінійним трендом і рівнянням зв'язку (3). На рис. 4 і 5 подано два приклади модельних часових рядів з лініями тренда, прогнозами по всіх показниках на чотири періоди вперед і значеннями показника *C*, розрахованими за прогнозними значеннями показників *A* і *B* з використанням рівняння зв'язку (3).

Розрахунки свідчать, що для першого варіанта відхил прогнозу досягає 10% від прогнозного значення, а для другого варіанта – 20%, при цьому знак відхилу позитивний.

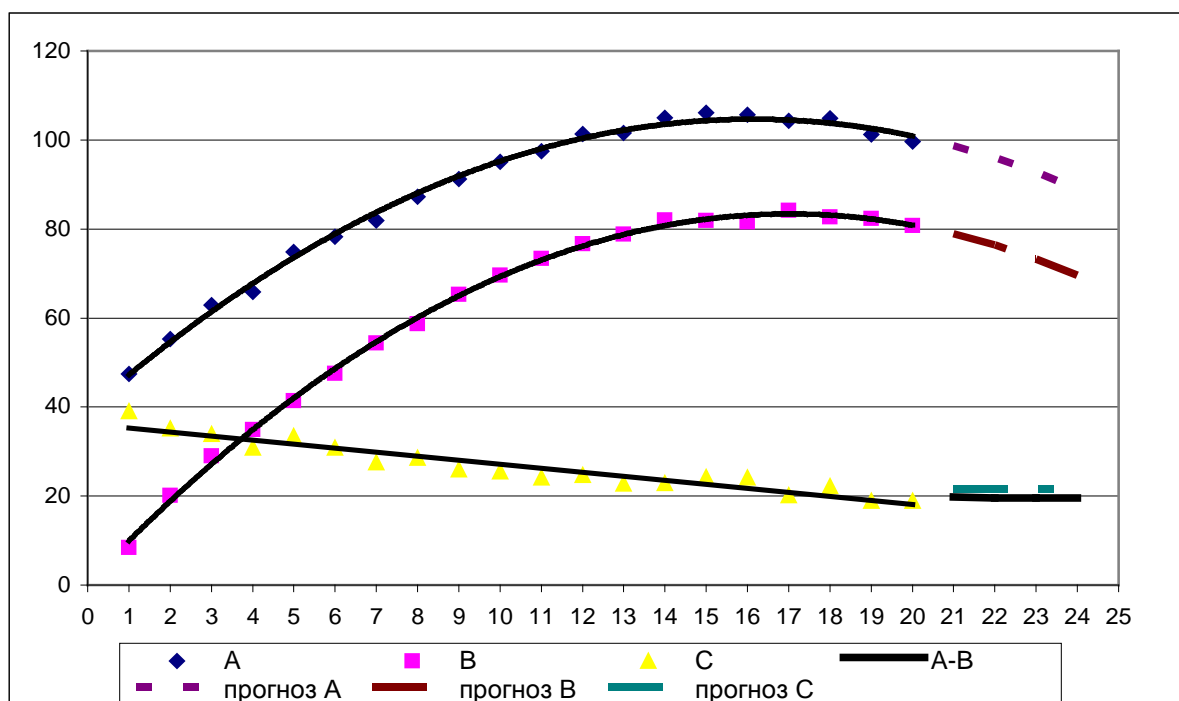


Рис. 4. Прогнозування за модельними часовими рядами. Ряди *A* і *B* мають параболічний тренд, ряд *C* – лінійний

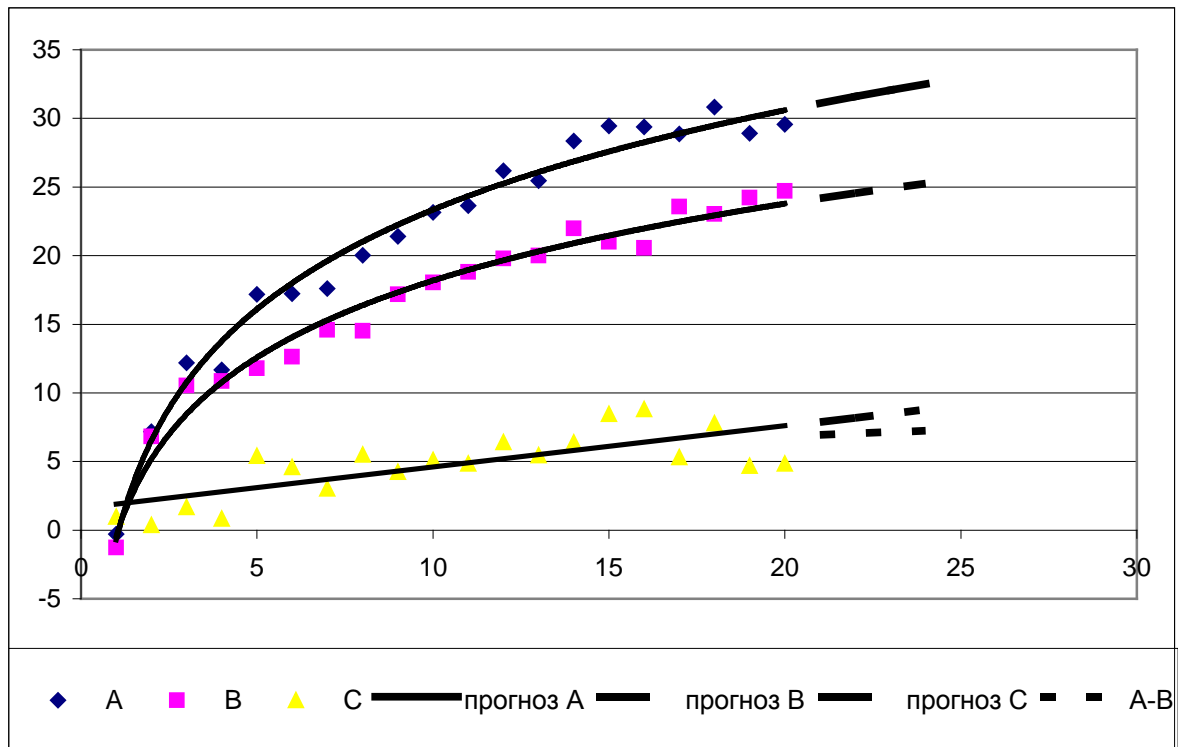


Рис. 5. Прогнозування за модельними часовими рядами. Ряди А і В мають логарифмічний тренд, ряд С – лінійний

Оскільки прогнозування соціально-економічних показників здійснюється з метою планування майбутньої соціально-економічної діяльності, то в плані, що базується на прогнозних значеннях показників (наприклад, доходів, витрат і прибутку), відхилю варто уникнути для виконання рівняння зв'язку. Таким чином, виникає проблема розподілу відхилю.

Для вирішення цієї проблеми для лінійних моделей автори пропонують метод розподілу відхилю, заснований на середньоквадратичних відхиленнях помилок прогнозних моделей. Позначимо $\sigma_A, \sigma_B, \sigma_C$ – відповідні середньоквадратичні відхилення для показників А, В і С. На їх основі розраховуються коефіцієнти розподілу відхилю:

$$k_A = \frac{\sigma_A}{\sigma_A + \sigma_B + \sigma_C}; \quad k_B = \frac{\sigma_B}{\sigma_A + \sigma_B + \sigma_C};$$

$$k_C = \frac{\sigma_C}{\sigma_A + \sigma_B + \sigma_C}. \quad (6)$$

Формули розрахунку коефіцієнтів розподілу відхилю задовольняють такі вимоги:

- сума коефіцієнтів дорівнює 1;
- більша частка відхилю йде на коректування менш точного прогнозу.

Оскільки

$$\Delta = c - (a + b),$$

то

$$k_A \Delta + k_B \Delta + k_C \Delta = c - (a + b)$$

або

$$c - k_C \Delta = a + k_A \Delta + b + k_B \Delta. \quad (7)$$

Для моделі $\Delta = c - (a - b)$ отримуємо таке рівняння зв'язку:

$$c - k_C \Delta = (a + k_A \Delta) - (b - k_B \Delta). \quad (8)$$

Отже, скоректовані значення прогнозів ($\hat{a}, \hat{b}, \hat{c}$) обчислюються за формулами:

$$\hat{a} = a + k_A \Delta; \quad \hat{b} = b - k_B \Delta; \quad \hat{c} = c - k_C \Delta. \quad (9)$$

Розглянемо процедуру розподілу відхилю для даних, наведених на рис. 5. Прогнозні моделі були одержані у вигляді:

$$a = 10,45 \ln t - 0,71; \quad \overline{R^2} = 0,98;$$

$$F = 899,5; \quad \sigma_A = 1,23; \quad (10)$$

$$b = 8,08 \ln t - 0,43; \quad \overline{R^2} = 0,97;$$

$$F = 713,2; \quad \sigma_B = 1,07; \quad (11)$$

$$c = 0,3t + 1,58; \quad \overline{R^2} = 0,53;$$

$$F = 22,2; \quad \sigma_C = 1,64. \quad (12)$$

Розрахуємо коефіцієнти розподілу відхилю за формулами (6):

$$k_A = 0,31, \quad k_B = 0,27, \quad k_C = 0,42. \quad (13)$$

У табл. 2 наведено прогнозні значення по всіх трьох показниках, обчислені за формулами (10)–(12), а також скоректовані про-

гнозні значення з урахуванням розподілу відхилю з вагами (13), розраховані за формулами (9).

Таблиця 2

Побудова зв'язаного прогнозу з розподілом відхилю

| Період прогнозування | a | b | c | a - b | Відхил. | α' | β' | δ' | $\alpha' - \beta'$ |
|----------------------|-------|-------|------|-------|---------|-----------|----------|-----------|--------------------|
| t_1 | 31,09 | 24,17 | 7,88 | 6,93 | 0,95 | 31,39 | 23,91 | 7,48 | 7,48 |
| t_2 | 31,58 | 24,54 | 8,18 | 7,04 | 1,14 | 31,94 | 24,23 | 7,71 | 7,71 |
| t_3 | 32,04 | 24,90 | 8,48 | 7,14 | 1,34 | 32,46 | 24,54 | 7,92 | 7,92 |
| t_4 | 32,49 | 25,24 | 8,78 | 7,24 | 1,54 | 32,97 | 24,83 | 8,14 | 8,14 |

У процесі дослідження в авторів виникло питання щодо розподілу відхилю в моделях, що не є адитивними. Оскільки формули (6)–(8) можуть бути застосовані тільки для адитивних моделей, то необхідно привести вихідну модель до адитивного вигляду, наприклад, шляхом логарифмування.

Розглянемо цей випадок на прикладі прогнозування частки чоловіків у населенні України. Як показник A розглядатимемо кіль-

кість чоловіків в Україні, B – загальну кількість осіб, а C – частку чоловіків. Усі дані належать до часового інтервалу 1995–2011 рр. [4] і наведені в табл. 3. Рівняння зв'язку має вигляд:

$$C = A/B. \quad (14)$$

Графічне зображення динаміки показників A, B, C наведено на рис. 6, 7.

Таблиця 3

Дані щодо частки чоловіків у постійному населенні України (1990–2011 рр.)

| Період спостережень, р. | Кількість чоловіків, тис. ос. (A) | Кількість постійного населення, тис. ос. (B) | Частка чоловіків (C) |
|-------------------------|-----------------------------------|--|----------------------|
| 1995 | 23792,3 | 51300,4 | 0,463784 |
| 1996 | 23591,6 | 50874,1 | 0,463725 |
| 1997 | 23366,2 | 50400,0 | 0,463615 |
| 1998 | 23163,5 | 49973,5 | 0,463516 |
| 1999 | 22963,4 | 49544,8 | 0,463488 |
| 2000 | 22754,7 | 49115,0 | 0,463294 |
| 2001 | 22530,4 | 48663,6 | 0,462983 |
| 2002 | 22316,3 | 48240,9 | 0,462601 |
| 2003 | 22112,5 | 47823,1 | 0,462381 |
| 2004 | 21926,8 | 47442,1 | 0,46218 |
| 2005 | 21754,0 | 47100,5 | 0,461863 |
| 2006 | 21574,7 | 46749,2 | 0,461499 |
| 2007 | 21434,7 | 46465,7 | 0,461302 |
| 2008 | 21297,7 | 46192,3 | 0,461066 |
| 2009 | 21185,0 | 45963,4 | 0,46091 |
| 2010 | 21107,1 | 45782,6 | 0,461029 |
| 2011 | 21032,6 | 45598,2 | 0,461259 |

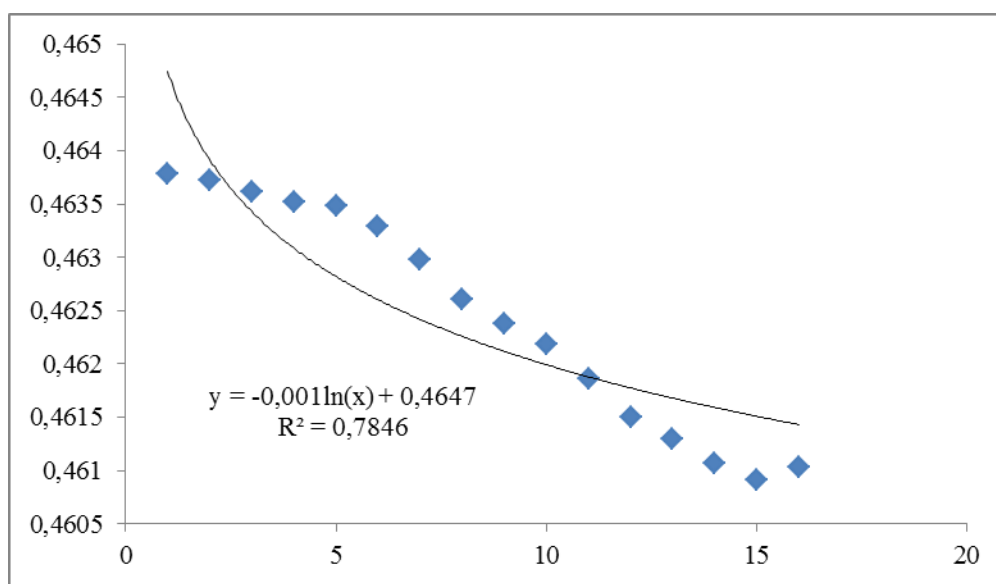


Рис. 6. Модель часового ряду C, частка чоловіків

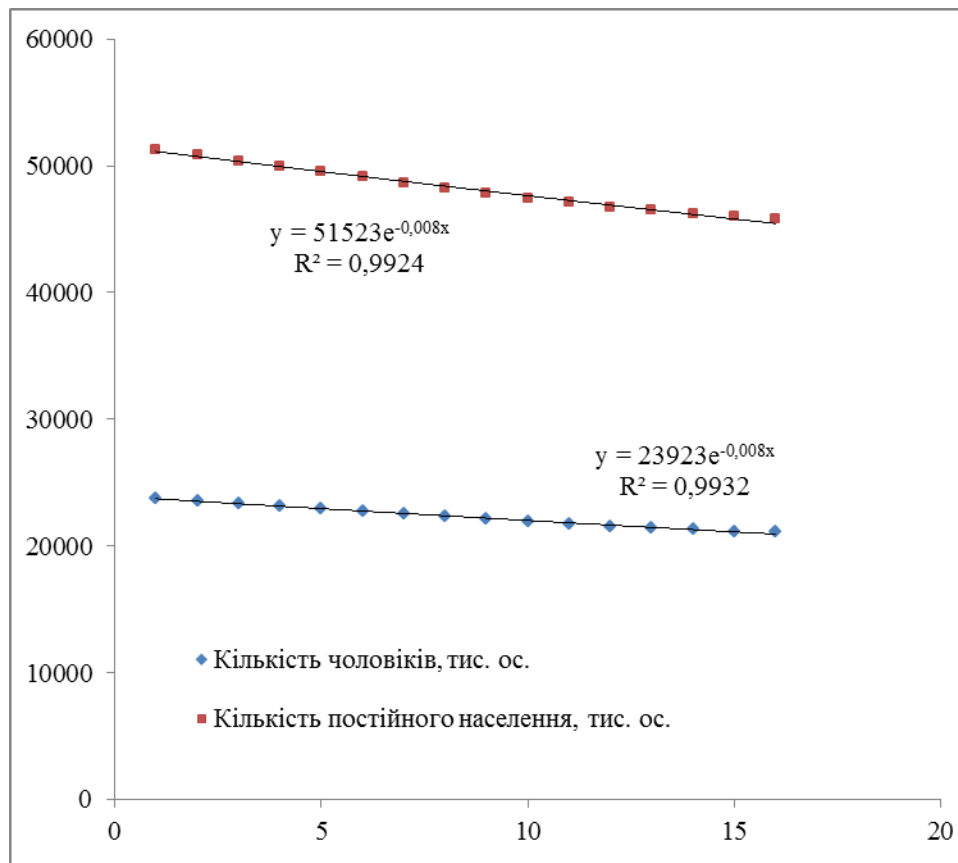


Рис. 7. Моделі часових рядів А (кількість чоловіків), В (кількість постійного населення в Україні), тис. ос.

Для застосування наведеної методики будемо використовувати дані за 1995–2010 рр. для побудови прогнозу, а дані 2011 р. – для оцінювання якості прогнозу шляхом порівняння його з реальними даними.

Для покращення якості прогнозу функцію С приведено до адитивного вигляду шляхом логарифмування:

$$\ln(C) = \ln(A) - \ln(B). \quad (15)$$

Після цього було побудовано прогнозні моделі. В табл. 4 наведено вигляд функцій для фактичних та логарифмованих значень А, В, С.

Для логарифмованих значень функцій було розраховано коефіцієнти розподілу відхилю за формулою (6):

$$K_{\ln(A)} = 0,498; K_{\ln(B)} = 0,479; K_{\ln(C)} = 0,023. \quad (16)$$

Таблиця 4

Вигляд функцій для фактичних та логарифмованих значень А, В, С

| Показник | Прогнозна функція | Логарифмована функція |
|----------|--|---|
| А | $a = 23923e^{-0,008t} \quad R^2 = 0,9932$ | $\ln(a) = -0,0083t + 10,08 \quad R^2 = 0,9932$ |
| В | $b = 51523e^{-0,008t} \quad R^2 = 0,9924$ | $\ln(b) = -0,0079t + 10,85 \quad R^2 = 0,9924$ |
| С | $c = -0,001\ln(t) + 0,46 \quad R^2 = 0,7846$ | $\ln(c) = -0,003\ln(t) - 0,77 \quad R^2 = 0,7842$ |

У табл. 5 наведено прогнозні значення по всіх трьох показниках, обчислені за даними табл. 4, скоректовані прогнозні значення з урахуванням розподілу відхилю з вагами (16)

для логарифмованих функцій А, В, С. Фактичні скоректовані значення \hat{a} , \hat{b} , \hat{c} визначались шляхом експонування.

Таблиця 5

Побудова зв'язаного прогнозу з розподілом відхилю

| Показник | Фактичне | Прогнозне | Скоректоване |
|----------|----------|----------------------------------|--------------------------------|
| $\ln(a)$ | 9,9538 | 9,8974 | 9,8990 |
| $\ln(b)$ | 10,7276 | 10,6762 | 10,6747 |
| $\ln(c)$ | -0,7738 | -0,7756 | -0,7757 |
| a | 21032,6 | 20915,97 (за прогножною моделлю) | 19910,61 (шляхом експонування) |
| b | 45598,2 | 44939,02 (за прогножною моделлю) | 43245,82 (шляхом експонування) |
| c | 0,461259 | 0,4589 (за прогножною моделлю) | 0,4604 (шляхом експонування) |

З табл. 5 бачимо, що, хоча за структурними показниками і спостерігається погіршення

якості прогнозу, але підвищується якість прогнозу результативного показника. Для підви-

щення якості прогнозу структурних показників необхідно переглянути їх прогнозні функції.

IV. Висновки

У статті запропоновано метод прогнозування зв'язаних соціально-економічних показників, який дає змогу підвищення якості прогнозу на основі розподілу відхилу прогнозу. Метод придатний для застосування у випадках, коли структура соціально-економічного показника може бути приведена до адитивного вигляду. Запропонований метод підвищення точності прогнозів за рахунок розподілу відхилу має властивість універсальності, оскільки його можна застосовувати при прогнозуванні більше ніж трьох зв'язаних показників. Крім того, рівняння зв'язку може набути довільного, а не тільки лінійного вигляду.

Метод прогнозування зв'язаних соціально-економічних показників застосовується, якщо:

1. Підстановка прогнозів у праву і ліву частину рівняння зв'язку дає змогу одержати рівність, але потребується підвищення точності прогнозу.

2. Підстановка прогнозів у рівняння зв'язку призводить до порушення рівності. У цьому випадку необхідно розподіляти відхил прогнозу та коректувати прогноз результативного показника, а також функції його структурних показників.

Запропонована процедура розподілу відхилу може бути застосована при декомпозиційному методі побудови прогнозів, а також при використанні методів ковзного середнього й експоненційного згладжування з різними параметрами згладжування, оскільки в цих випадках відхил прогнозів також виникає.

Перспективою наукових досліджень є застосування методу при дослідженні структурних властивостей соціально-економічних показників.

Список використаної літератури

1. Герасимов Б.И. Экономико-математические модели погрешностей оценки качества: эконометрика : монография /

Б.И. Герасимов. – Тамбов : Изд-во ТГТУ, 2009. – 80 с.

2. Грубер Й. Эконометрия : уч. пос. для студ. экон. спец. / Й. Грубер. – К., 1996. – Т. 1. – 397 с.

3. Доугерти К. Введение в эконометрику : пер. с англ. / К. Доугерти. – М. : ИНФРА-М, 1999. – 402 с.

4. Забродский В.А. Прогнозування виробничих ситуацій і оцінка застосовності методів прогнозу / В.А. Забродский, Ю.Г. Лысенко, В.Р. Христиановский // Нова радянська соціально-економічна література. – М. : Юніон. – 1975. – № 9. – С. 30–37.

5. Макроекономічне моделювання та короткострокове прогнозування / НАН України; Інститут економічного прогнозування / І.В. Крючкова. – К., 2000. – 336 с.

6. Модели оценки, анализа и прогнозирования социально-экономических систем : монография / [Клебанова Т.С., Кизим Н.А., Благуи И.С. и др.]; Харьк. нац. экон. ун-т и др. – Х. : ИНЖЭК, 2010. – 277 с.

7. Офіційний сайт Державного комітету статистики України [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://www.ukrstat.gov.ua>.

8. Сергеева Л.Н. Моделирование поведения социально-экономических систем методами нелинейной динамики (теории хаоса) : монография / Л.Н. Сергеева. – Запоріжжя : ЗГУ, 2002. – 227 с.

9. Шепитько Г.Е. Социально-экономическое прогнозирование и моделирование / Г.Е. Шепитько. – Академия экономической безопасности МВД России, 2007. – 351 с.

10. Rex B. Kline Principles and Practice of Structural Equation Modeling / B. Rex. – [2nd edition]. – New York : Guilford. Press, 2004. – 366 p.

Стаття надійшла до редакції 15 лютого 2012 р.

Сергеева Л.Н., Кнышенко Т.Н. Прогнозирование связанных социально-экономических показателей

В статье исследована проблема прогнозирования социально-экономических показателей, связанных детерминированными соотношениями, отражающими экономические законы. Авторами предложен термин “невязки прогнозов”, обоснован метод повышения качества прогноза путем его корректировки и распределения невязки прогнозов.

Ключевые слова: социально-экономический показатель, невязка прогноза, распределение невязки.

Sergieieva L., Knushenko T. Prognostication of related socio-economic indicators

The authors analyzed the problem of prognostication for socio-economic indicators with the determined correlations, reflecting economic laws. Authors offered a definition “prognoses discrepancy”, the method of upgrading prognosis is grounded by his adjustment and distributing of prognoses discrepancy.

Key words: socio-economic indicator, prognoses discrepancy, discrepancy distribution.