

УДК 519.254:519.246.8:616–036.86

О.М. Мацуга*, І.В. Дроздова**

*Дніпропетровський національний університет імені Олеся Гончара

**Державна установа «Український державний науково-дослідний інститут медико-соціальних проблем інвалідності»

ІНФОРМАЦІЙНА ТЕХНОЛОГІЯ КОРОТКОСТРОКОВОГО ПРОГНОЗУВАННЯ ПЕРВИННОЇ ІНВАЛІДНОСТІ В УКРАЇНІ

Розроблено інформаційну технологію прогнозування первинної інвалідності в Україні на базі комплексного застосування адаптивних методів короткострокового прогнозування.

Ключові слова: *інформаційна технологія, прогнозування, первинна інвалідність, адаптивна модель, часовий ряд, програмне забезпечення.*

Разработана информационная технология прогнозирования первичной инвалидности в Украине на основе комплексного применения адаптивных методов краткосрочного прогнозирования.

Ключевые слова: *информационная технология, прогнозирование, первичная инвалидность, адаптивная модель, временной ряд, программное обеспечение.*

The information technology of primary disability forecasting in Ukraine is developed. It is based on combined using of short-term forecasting adapt methods.

Keywords: *information technology, forecasting, primary disablement, adaptive model, time series, software.*

Постановка проблеми. Існуючий моніторинг інвалідності в Україні забезпечує отримання даних щодо первинної інвалідності в розрізі адміністративних територій, класів хвороб, груп інвалідності, верств населення тощо. Аналіз цих даних обмежений обчисленням середніх значень показників за певні роки, оцінюванням відсотка змін щодо минулого року та відносного ризику їх зростання [1]. Такий арсенал методів недостатній для поглиблення досліджень і не може забезпечити якісного аналізу динаміки інвалідності.

Актуальною є задача прогнозування інвалідності та впровадження інформаційних технологій для її розв'язання. Саме цьому присвячена дана робота.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Важливими етапами впровадження інформаційних технологій є розробка математичного та програмного забезпечення для розв'язання задачі, у даному випадку задачі аналізу та прогнозування первинної інвалідності.

Нині розроблено більш ніж 150 методів прогнозування. Серед них найбільш вживані методи екстраполяції. Екстраполяція базується на припущенні про збереження у майбутньому тенденцій минулого, а її основою є передбачення щодо стабільності факторів впливу. Минула тенденція представляється у вигляді часового ряду.

Під час прогнозування інвалідності знайшов застосування здебільшого класичний підхід до екстраполяції, основу якого становить виділення тренда часового ряду. Так, у роботах [2–5] автори використали апарат регресійного аналізу для відновлення тенденції зміни показника первинної інвалідності. У роботі [6] проводили згладжування ряду для визначення тенденції первинної інвалідності. У цілому застосування класичного підходу виправдано, якщо характер динаміки інвалідності незмінний і його можливо апроксимувати деякою функцією та мають місце середні або довгі часові ряди.

Серед методів екстраполяції також варто виділити методи ковзного середнього, медіанного, експоненціального згладжування, адаптивні, Бокса–Дженкінса, «Гусениці»–SSA, нейромережеві, нечіткі тощо [7–9]. З них адаптивні методи вирізняються відносною простотою застосування та можливістю давати надійні результати й бути застосованими до коротких часових рядів.

Актуальним є підхід, що базується на використанні декількох методів прогнозування у комплексі. Він дозволяє уникнути слабких місць кожного з методів окремо та підвищити ефективність прогнозу.

Серед програмних засобів для прогнозування варто відзначити універсальні статистичні пакети Statistica та SPSS, спеціалізовані програмні продукти для прогнозування ЕВРІСТА, ОЛИМП: СтатЕксперт, ForecastPRO тощо. Усі вони забезпечують досить широкі можливості з прогнозування, проте здебільшого складні щодо застосування, не адаптовані під вирішення задач медичного спрямування та дорого коштують. Крім того, у більшості пакетів майже відсутня можливість комплексного застосування декількох методів з автоматичним підбиранням найкращого прогнозу.

Аналіз сучасного стану математичного та програмного забезпечення для прогнозування інвалідності свідчить, що розробку інформаційної технології перспективно проводити на основі

комплексу методів зі створенням власного програмного забезпечення. Слід зазначити, що результати даної роботи є продовженням авторських досліджень, опублікованих у [10]. Запропоновану раніше інформаційну технологію модифіковано шляхом додавання ще одного етапу та реалізовано в новому вдосконаленому програмному забезпеченні.

Постановка задачі. Державною установою «Український державний науково-дослідний інститут медико-соціальних проблем інвалідності МОЗ України» та відділом медико-соціальної експертизи та проблем інвалідності МОЗ України ведеться моніторинг інвалідності, у ході якого фіксуються значення первинної інвалідності на 27 адміністративних територіях та в цілому в Україні за 47 нозологічними класами хвороб серед дорослого та працездатного населення. Тим самим мають місце $28 \times 2 \times 47$ часових рядів вигляду

$$\{x'_t; t = \overline{1, n}\},$$

де x'_t – значення первинної інвалідності внаслідок хвороби x , зафіксоване у t -му році на певній адміністративній території або в цілому по Україні; n – кількість років, упродовж яких проводився моніторинг інвалідності.

Доступні дані моніторингу з 1992 по 2012 рік, тобто за 21 рік.

Ставиться задача спрогнозувати первинну інвалідність на наступний рік.

Для вирішення цієї задачі необхідно розробити інформаційну технологію короткострокового прогнозування первинної інвалідності та реалізувати її у вигляді програмного забезпечення.

Ураховуючи, що прогнозування має проводитися за короткими часовими рядами ($n = 21$), інформаційну технологію вирішено будувати на основі адаптивних методів короткострокового прогнозування [7]. З огляду на актуальність комплексного підходу до прогнозування проноз має базуватися на сумісному застосуванні декількох адаптивних моделей.

Основний матеріал. Запропонована інформаційна технологія прогнозування первинної інвалідності містить п'ять ключових етапів.

1. *Попереднє дослідження часового ряду.* Даний етап є основою для обґрунтування моделі прогнозування інвалідності. На даному етапі здійснюється перевірка часового ряду на випадковість [9] і, у випадку відхилення головної гіпотези відносно випадковості на користь альтернативної гіпотези щодо наявності тренда, проводиться відновлення тренда ряду [11]. У роботі для перевірки ряду на

випадковість використовуються критерії Спірмена, Манна, Фостера – Стюарта та критерій, заснований на знаках різниць, які є найбільш потужні за альтернативи щодо наявності тренда, а також критерій екстремальних точок, який забезпечує перевірку головної гіпотези за альтернативи щодо наявності циклічності в ряді [9].

II. *Згладжування часового ряду* з метою вилучення шумів. Введення даного етапу становить відмінність від інформаційної технології, яку автори описали у [10].

У роботі для згладжування використаний поліноміальний сплайн на основі *B*-сплайна, близький до інтерполяційного у середньому [12], переваги якого в низькій обчислювальній складності та високій якості апроксимації. Згладжені значення обчислюються на основі сплайна $S_{4,0}$ згідно із [12]:

$$x_t = \frac{1}{384}(x'_{t-2} + 76x'_{t-1} + 230x'_t + 76x'_{t+1} + x'_{t+2}), \quad t = \overline{3, n-2},$$

$$x_1 = x_2 = x'_1, \quad x_{n-1} = x_n = x'_n.$$

Слід зазначити, що раніше під час прогнозування показників гідрогеохімічного моніторингу було показано, що попереднє згладжування за допомогою даного сплайна дозволяє зменшити помилку прогнозування [13].

III. *Налаштування параметрів моделей прогнозування інвалідності*. Налаштування проводиться для кожної моделі окремо. Значення параметрів моделі змінюються з певним кроком (наприклад, кроком 0,01), і за кожних варіантів значень параметрів здійснюється прогнозування. Найкращі значення параметрів обираються за найменшою середньою, середньоквадратичною або максимальною абсолютною/відносною помилкою прогнозування або за результатами множинного аналізу [8; 11].

IV. *Прогнозування первинної інвалідності* за адаптивними моделями. Застосовуються дев'ять моделей [7], кожна з яких визначається типом тенденції у часовому ряді та наявністю циклічних коливань. Прогнозні значення інвалідності в усіх моделях розраховуються за загальною формулою

$$\hat{x}_\tau(t) = P_\tau,$$

де під $\hat{x}_\tau(t)$ мається на увазі прогноз на τ кроків наперед, зроблений у t -му році; P_τ розраховується для кожної моделі способом, що наведений у табл. 1.

Таблиця 1

Формули для обчислення прогнозів P_t [7]

Характер сезонності Тип тенденції	Сезонний ефект відсутній (1)	Адитивний сезонний ефект (2)	Мультиплікативний сезонний ефект (3)
Тенденція відсутня (А)	$\hat{a}_{1,t}$	$\hat{a}_{1,t} + g_{t+\tau-l}$	$\hat{a}_{1,t} f_{t+\tau-l}$
Лінійна тенденція (В)	$\hat{a}_{1,t} + \hat{a}_{2,t} \tau$	$\hat{a}_{1,t} + \hat{a}_{2,t} \tau + g_{t+\tau-l}$	$(\hat{a}_{1,t} + \hat{a}_{2,t} \tau) f_{t+\tau-l}$
Експоненційна тенденція (С)	$\hat{a}_{1,t} \hat{r}_t^\tau$	$\hat{a}_{1,t} \hat{r}_t^\tau + g_{t+\tau-l}$	$\hat{a}_{1,t} \hat{r}_t^\tau f_{t+\tau-l}$

Величини у табл. 1, за якими обчислюються прогнозні значення:

$\hat{a}_{1,t}$ – коефіцієнт, що характеризує поточний рівень ряду, обраховується за формулою

$$\hat{a}_{1,t} = \beta_1 d_1 + (1 - \beta_1) d_2, \quad 0 < \beta_1 < 1,$$

де d_1 , d_2 – величини, значення яких для кожної моделі прогнозування наведено у табл. 2;

$\hat{a}_{2,t}$ – коефіцієнт лінійного зростання, визначається за формулою

$$\hat{a}_{2,t} = \beta_2 (\hat{a}_{1,t} - \hat{a}_{1,t-1}) + (1 - \beta_2) \hat{a}_{2,t-1}, \quad 0 < \beta_2 < 1;$$

\hat{r}_t – коефіцієнт експоненціального зростання, який обраховується за формулою

$$\hat{r}_t = \beta_r \frac{\hat{a}_{1,t}}{\hat{a}_{1,t-1}} + (1 - \beta_r) \hat{r}_{t-1}, \quad 0 < \beta_r < 1;$$

\hat{g}_t – адитивна сезонна компонента, що обчислюється за формулою

$$\hat{g}_t = \beta_g (x_t - \hat{a}_{1,t}) + (1 - \beta_g) \hat{g}_{t-1}, \quad 0 < \beta_g < 1,$$

де l – період сезонного явища;

\hat{f}_t – мультиплікативний коефіцієнт сезонності, який розраховується за формулою

$$\hat{f}_t = \beta_f \frac{x_t}{\hat{a}_{1,t}} + (1 - \beta_f) \hat{f}_{t-1}, \quad 0 < \beta_f < 1.$$

Таблиця 2

Формули для обчислення величин d_1 та d_2 [7]

Тип тенденції \ Характер сезонності		Сезонний ефект відсутній (1)	Адитивний сезонний ефект (2)	Мультиплікативний сезонний ефект (3)
Тенденція відсутня (А)	d_1	x_t	$x_t - g_{t-l}$	x_t / \hat{f}_{t-l}
	d_2	$\hat{a}_{1,t-1}$	$\hat{a}_{1,t-1}$	$\hat{a}_{1,t-1}$
Лінійна тенденція (В)	d_1	x_t	$x_t - g_{t-l}$	x_t / \hat{f}_{t-l}
	d_2	$\hat{a}_{1,t-1} + \hat{a}_{2,t-1}$	$\hat{a}_{1,t-1} + \hat{a}_{2,t-1}$	$\hat{a}_{1,t-1} + \hat{a}_{2,t-1}$
Експоненційна тенденція (С)	d_1	x_t	$x_t - g_{t-l}$	x_t / \hat{f}_{t-l}
	d_2	$\hat{a}_{1,t-1} \hat{f}_{t-1}$	$\hat{a}_{1,t-1} \hat{f}_{t-1}$	$\hat{a}_{1,t-1} \hat{f}_{t-1}$

Для застосування наведених адаптивних моделей прогнозування потрібно знати початкові значення оцінок коефіцієнтів моделей.

Початкове значення оцінки $\hat{a}_{1,0}$ становить середнє арифметичне перших k членів часового ряду:

$$\hat{a}_{1,0} = \frac{1}{k} \sum_{t=1}^k x_t.$$

Для оцінки $\hat{a}_{2,0}$ використовується формула

$$\hat{a}_{2,0} = \frac{x_k - x_1}{k - 1}.$$

При цьому, як правило, $k = 2$ або $k = 3$.

Початкові оцінки адитивної сезонної компоненти визначаються як

$$\hat{g}_t = 0 \quad \text{або} \quad \hat{g}_t = x_t - \bar{x}, \quad t = \overline{1, l},$$

а оцінки мультиплікативного коефіцієнта сезонності обчислюються як

$$\hat{f}_t = 1 \quad \text{або} \quad \hat{f}_t = \frac{x_t}{\bar{x}}, \quad t = \overline{1, l}.$$

V. *Прийняття рішення щодо найбільш адекватної моделі прогнозування.* Прийняття рішення може бути здійснене одним із трьох способів.

1. За результатами попереднього дослідження часового ряду (перший етап) обирається адаптивна модель без тренда (А), якщо за критеріями Спірмена, Манна, Фостера–Стюарта та заснованою на знаках різниць була прийнята головна гіпотеза про випадковість ряду. В іншому випадку, якщо подальші дослідження показали, що найбільш адекватним є лінійний тренд, обирається відповідна модель (В), інакше перевага надається моделі з експоненційним трендом (С). У разі прийняття головної гіпотези щодо випадковості ряду за критерієм екстремальних точок обирається модель без сезонності (1), інакше – із сезонністю (2 або 3). Вибір між адитивним та мультиплікативним сезонним ефектами може бути зроблений за візуальним аналізом часового ряду.

2. Обирається модель із найменшою середньою, середньоквадратичною, максимальною абсолютною або відносною помилкою прогнозування.

Для фіксованого моменту часу t визначається помилка прогнозування:

- абсолютна

$$e_t = |x_t - \hat{x}_1(t-1)|,$$

де x_t – спостережуване значення ряду в момент t ; $\hat{x}_1(t-1)$ – прогнозоване значення (прогноз робиться в момент часу $(t-1)$ на один крок уперед);

- або відносна

$$e_t = \frac{|x_t - \hat{x}_1(t-1)|}{x_t} \cdot 100\%.$$

Помилка прогнозування визначається для моментів часу $t = \overline{k, n}$, де $k \geq [n/2]$. Тим самим формується масив абсолютних або відносних помилок $\{e_t; t = \overline{k, n}\}$, за яким обчислюється:

- середнє

$$o_1 = \frac{1}{n-k+1} \sum_{t=k}^n e_t,$$

- середньоквадратичне відхилення

$$o_2 = \frac{1}{n-k} \sum_{t=k}^n (e_t - o_1)^2,$$

- максимальне значення

$$o_3 = \max_{t=k, n} e_t.$$

3. Обирається найбільш адекватна модель на основі множинного аналізу [8; 11], у якому під час вибору враховуються всі види помилок прогнозування. Експертами при цьому є помилки прогнозування. Кожна модель оцінюється шістьма експертами, і формується матриця оцінок $\{o_{h,j}; h = \overline{1,9}, j = \overline{1,6}\}$. Оцінки зводяться до єдиного масштабу, наприклад

$$o_{h,j} = \frac{o_{h,j}}{\sum_{h=1}^9 o_{h,j}}.$$

Тоді оцінки адекватності моделей μ_h , $h = \overline{1,9}$ та адекватності експертів λ_j , $j = \overline{1,6}$ визначаються ітераційно за формулами:

$$\mu_h^{(i)} = \sum_{j=1}^6 o_{h,j} \lambda_j^{(i-1)}, h = \overline{1,9},$$

$$\rho^{(i)} = \sum_{h=1}^9 \sum_{j=1}^6 o_{h,j} \mu_h^{(i)},$$

$$\lambda_j^{(i)} = \frac{1}{\rho^{(i)}} \sum_{h=1}^9 o_{h,j} \mu_h^{(i)}, j = \overline{1,6},$$

де $i = 1, 2, \dots$ – номер ітерації; $\lambda_j^{(0)} = \frac{1}{6}$, $j = \overline{1,6}$; $\sum_{j=1}^6 \lambda_j^{(i)} = 1$.

Ітераційний процес завершується, коли значення адекватностей перестануть змінюватися. Найкращою вважається модель прогнозування, що має мінімальну оцінку адекватності μ_h , $h = \overline{1,9}$.

Інформаційну технологію реалізовано у вигляді програмного забезпечення «AFORD» («Analysis and FORecast of Disability»), яке відрізняється від створеного раніше «DisStat» більшою зручністю й наочністю для користувача та внутрішньою структурою. Програмне забезпечення створено у середовищі візуальної розробки програм Embarcadero RAD Studio Delphi 10.0.

Нижче як приклад наведено результати застосування запропонованої технології для прогнозування первинної інвалідності внаслідок виразки шлунка та дванадцятипалої кишки серед дорослого населення Дніпропетровської області.

У процесі перевірки часового ряду на випадковість (табл. 3) встановлено, що у Дніпропетровській області має місце тенденція до спадання первинної інвалідності внаслідок даної нозології серед дорослого населення та наявна циклічність.

Таблиця 3

Результати перевірки гіпотези про випадковість часового ряду

Критерій	Статистика	Квантиль ($\alpha = 0,1$)	Висновок
Спірмена	4,161	1,64	Існує тенденція до спадання
Манна	-4,952	1,64	Існує тенденція до спадання
Фостера – Стюарта	-1,739	1,64	Існує тенденція до спадання
Заснований на знаках різниць	-3,693	1,64	Існує тенденція до спадання
Екстремальних точок	-3,068	1,64	Ряд циклічний

За результатами відновлення тренда (табл. 4) найбільш значущою виявилася параболічна модель, для якої F -статистика дорівнює 118,70. Дана модель пояснює 86,20% дисперсії показника інвалідності. Відновлений тренд описується рівнянням (усі параметри значущі)

$$x(t) = 0.557 - 0.042t + 0,001t^2.$$

Незначно поступається їй за адекватністю експоненційна модель

$$x(t) = 0,704 \exp(-0,132t).$$

Вона пояснює 85,12% варіабельності показника, а F -статистика для неї становить 108,69.

Слід зазначити, що відновлений тренд також може бути використаний для прогнозування, хоча поряд із ним варто було б відновити й сезонну складову часового ряду. Ураховуючи, що ряд є короткий, у роботі прогноз будували за адаптивними методами.

Таблиця 4

Результати відновлення тренда часового ряду

Модель тренда	F-статистика	Коефіцієнт детермінації
$x(t) = a + bt$	94,48	83,26%
$x(t) = a + bt + ct^2$	118,70	86,20%
$x(t) = a + b \ln t$	68,45	78,27%
$x(t) = a \exp(bt)$	108,69	85,12%
$x(t) = at^b$	36,36	65,66%

Було побудовано дев'ять адаптивних моделей, параметри кожної налаштовано за допомогою множинного аналізу. Після цього обрано найкращу модель на основі множинного аналізу. У даному разі найкращою виявилася модель з експоненційною тенденцією та адитивним сезонним ефектом (див. рисунок). Результати вибору моделі на основі множинного аналізу узгоджуються з результатами попереднього дослідження ряду.

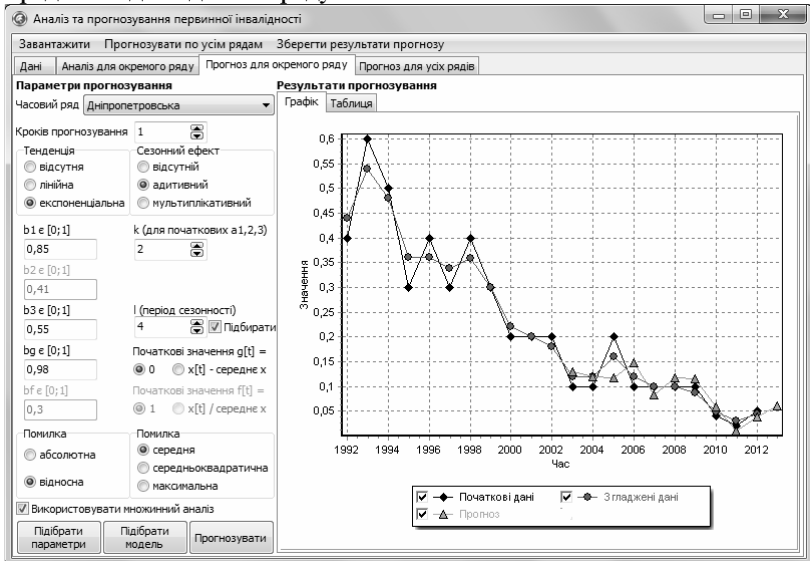


Рис. Результати прогнозування після підбору моделі

Згідно з обраною моделлю на 2013 рік прогнозується незначне зростання первинної інвалідності внаслідок виразки шлунка та дванадцятипалої кишки серед дорослого населення Дніпропетровської області (до 0,062 на 10 тис. населення порівняно з 0,05 у 2012 році).

Середня відносна помилка прогнозування становить 18,8%, середньоквадратичне відхилення відносної помилки – 10,5%. Без попереднього згладжування ряду сплайном $S_{4,0}$ середня відносна помилка прогнозування була майже на 10% вища та становила 28,3%, середньоквадратичне відхилення дорівнювало 15,1%.

Середня відносна помилка прогнозування для інших областей, класів хвороб та типу населення при використанні згладжування сплайном $S_{4,0}$ становила від 5% до 35%. Без попереднього згладжування рядів помилка була вищою на 1–10%.

Зазначимо, що розроблене програмне забезпечення дозволяє проводити прогнозування первинної інвалідності автоматично для всіх адміністративних територій України (для обраного класу хвороб та типу населення).

Висновки. Було створено інформаційну технологію прогнозування первинної інвалідності в Україні, яка базується на адаптивних методах, що дозволяє застосовувати її для коротких часових рядів.

Інформаційну технологію реалізовано у вигляді програмного забезпечення «AFORD», яке дозволяє аналізувати та прогнозувати первинну інвалідність за основними класами хвороб у розрізі адміністративних територій та верств населення. Середня відносна помилка прогнозування становить від 5% до 35% залежно від структури ряду.

Дана технологія дозволяє одержувати якісну статистичну інформацію про стан інвалідності населення України і є основою для утворення доказової бази медико-соціологічних досліджень та оцінки динаміки інвалідності.

Бібліографічні посилання

1. Основні показники інвалідності та діяльності медико-соціальних експертних комісій України за 2012 рік : аналіт. – інформ. довідник / [С.И.Черняк, А.В.Ипатов, Е.Н.Мороз та ін.]; за ред. Н.К. Хобзея. – Д. : Пороги, 2013. – 149 с.
2. **Гришина Л.П.** Анализ инвалидности в Российской Федерации за 1979–1999 годы и ее прогноз до 2015 года / Л.П. Гришина, Н.Д. Талалаева,

- Э.К. Амирова // Медико-социальная экспертиза и реабилитация. – 2001. – № 2. – С. 27–31.
3. **Землянова Е.В.** Прогноз показателей инвалидности детского населения России на период до 2020 года / Е.В. Землянова, Ж.И. Войцеховская // Социальные аспекты здоровья населения: электрон. журн. – 2009. – № 1 (9). – Режим доступа: http://vestnik.mednet.ru/content/view/112/30/lang_ru.
 4. **Мавликаева Ю.А.** Динамика общей инвалидности взрослого населения Пермского края и ее прогноз / Ю.А. Мавликаева, М.Я. Подлужная // Общественное здоровье и здравоохранение. – 2011. – № 2. – С. 5–9.
 5. **Магзумова Ш.Ш.** Прогнозирование инвалидности вследствие пизофрении в республике Узбекистан / Ш.Ш. Магзумова, А.А. Ганиханов // Рос. психиатр. журн. – 2009. – № 3. – С. 13–15.
 6. Динамика и прогнозирование распространенности первичной инвалидности детей вследствие врожденных пороков развития и хромосомных аномалий в Алтайском крае / [Б.А. Самарин, А.Г. Гончаренко, Е.И. Акимов, Т.А. Акопян, и др.] // Медико-социальная экспертиза и реабилитация. – 2009. – № 1. – С. 37–38.
 7. **Лукашин Ю.П.** Адаптивные методы краткосрочного прогнозирования временных рядов: учеб. пособие / Ю.П. Лукашин. – М.: Финансы и статистика, 2003. – 416 с.
 8. Принятие решений в системах мониторинга / Т.Г. Емельяненко, А.В. Зберовский, А.Ф. Приставка, Б.Е. Собко. – Д.: РИК НГУ, 2005. – 224 с.
 9. **Кендалл М.** Многомерный статистический анализ и временные ряды / М. Кендалл, А. Стьюарт. – М.: Наука, 1976. – 375 с.
 10. Инвалідність: первинна, скрита, прогнозована: монографія / упоряд. А.В. Іпатов, І.В. Дроздова, І.Я. Ханюкова, О.М. Мацуга, О.Л. Чуйко. – Д.: Пороги, 2012. – 386 с.
 11. **Бабак В.П.** Статистична обробка даних / В.П. Бабак, А.Я. Білецький, О.П. Приставка, П.О. Приставка. – К.: МІВВЦ, 2001. – 388 с.
 12. **Приставка П.О.** Поліноміальні сплайни при обробці даних / П.О. Приставка. – Д.: РВВ ДНУ, 2004. – 236 с.
 13. **Єрещенко Н.М.** Інформаційно-аналітичне забезпечення аналізу та прогнозування показників гідрогеохімічного моніторингу при техногенному навантаженні: автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. техн. наук: спец. 05.13.06 «Інформаційні технології» / Н.М. Єрещенко. – Д., 2011. – 20 с.

Надійшла до редколегії 26.06.2013 р.