

## ІНФОРМАЦІЙНО-АНАЛІТИЧНА СИСТЕМА ДЛЯ АДАПТИВНОГО ПРОГНОЗУВАННЯ ФІНАНСОВИХ ПРОЦЕСІВ ТА ОЦІНЮВАННЯ РИЗИКІВ

Створено інформаційно-аналітичну систему (ІАС) для адаптивного прогнозування фінансових процесів та оцінювання ринкових ризиків на основі принципів системного аналізу – наявні можливості врахування невизначеностей, формування альтернатив і контроль обчислювального процесу на всіх етапах обробки даних. ІАС має модульну архітектуру, яка надає можливість відносно просто розширювати її функціональні можливості шляхом додавання нових методів прогнозування, оцінювання параметрів математичних моделей і фінансового ризику. Висока якість кінцевого результату досягається завдяки забезпеченню належного контролю обчислювального процесу обробки даних на всіх етапах: попередньої обробки даних, побудови моделей, обчислення оцінок коротко- та середньострокових прогнозів. Наведені приклади моделювання, прогнозування і оцінювання ризиків свідчать про хороші перспективи практичного використання ІАС. Передбачається використання системи в якості допоміжної при прийнятті рішень стосовно вибору стратегії розвитку виробничих підприємств.

**Ключові слова:** інформаційно-аналітична система, адаптивне прогнозування, принципи системного аналізу.

A computer based information processing system is proposed the basic tasks of which are adaptive forecasting of financial processes and market risk estimation. The system is developed with the use of system analysis principles, i.e. the possibility for taking into consideration of some stochastic and information uncertainties, forming alternatives for models and forecasts, and tracking of the computing procedures during all stages of data processing. A modular architecture is implemented that provides a possibility for the further enhancement and modification of the system functional possibilities with new forecasting and parameter estimation techniques, and the risk models. A high quality of final result is achieved thanks to appropriate tracking of the computing procedures at all stages of data processing: preliminary data processing, model constructing, and forecasts estimation. Examples are given for modeling and forecasting of financial processes as well as risk estimating. The examples show that the system developed has good perspectives for the practical use. It is supposed that the system will find its applications as an extra tool for decision making when developing the strategies for various enterprises.

**Key words:** information processing system, adaptive forecasting, system analysis principles.

Создана информационно-аналитическая система для адаптивного прогнозирования финансовых процессов и оценивания рыночных рисков. Система разработана с использованием принципов системного анализа: возможность учета некоторых стохастических и информационных неопределенностей, наличие альтернатив для моделей и методов оценивания прогнозов, а также контроль вычислительного процесса на всех этапах обработки данных. Реализована модульная архитектура, которая обеспечивает возможность дальнейшего расширения и модификации функциональных возможностей новыми методами прогнозирования и оценивания параметров моделей, а также моделями для описания риска. Высокое качество конечного результата достигается благодаря наличию контроля вычислительных процедур на всех этапах анализа данных. Приведены примеры моделирования и прогнозирования финансовых процессов и оценивания риска. Полученные результаты свидетельствуют о существовании хороших перспектив для практического использования системы. Предполагается, что разработанная ИАС найдет применение в качестве вспомогательного инструмента при принятии решений относительно стратегий развития предприятий.

**Ключевые слова:** информационно-аналитическая система, адаптивное прогнозирование, принципы системного анализа.

**Вступ.** Для прийняття коректних рішень в економіці та фінансах необхідно використовувати сучасні методи математичного моделювання фінансово-економічних процесів (ФЕП) і формувати альтернативи на основі оцінок прогнозів, отриманих за побудованими моделями. Більшість процесів сучасної економіки мають нелінійний нестационарний характер, незалежно від рівня розвитку економіки. Це пояснюється наявністю тісних структурних взаємозв'язків між економіками різних країн, значними коливаннями цін на енергоносії, нестабільністю курсів валют, значними коливаннями попиту на промислові товари внаслідок нестабільного рівня життя, впливом несприятливих погодних умов на сільськогосподарське виробництво та деякими іншими факторами [1, 2]. Нестационарність проявляється у формі трендів різних порядків (інтегрованість та коінтегрованість) і змінної у часі дисперсії процесу (гетероскедастичності).

Все це потребує ускладнення структури математичних моделей ФЕП та забезпечення альтернатив з метою підвищення їх адекватності. Однією із актуальних задач є моделювання і прогнозування умовної дисперсії досліджуваних процесів або їх волатильності, яка визначається відповідним стандартним відхиленням [1]. Оцінки прогнозів волатильності необхідні для створення правил при виконанні операцій на біржі, аналізу фінансових ризиків в інвестуванні, ринкових та банківських ризиків і т.ін. [3; 4]. Широке застосування вони знаходять також у системах діагностики різного призначення, де дисперсія є одним із ключових параметрів для аналізу поточного стану досліджуваного об'єкта. Робота присвячена

побудові інформаційно-аналітичної системи для розв'язання задачі адаптивного прогнозування ФЕП та оцінювання ринкових фінансових ризиків.

**Постановка задачі.** Метою роботи є: 1) розробка інформаційно-аналітичної системи для моделювання і прогнозування нелінійних нестационарних процесів; 2) побудова моделей вибраних фінансових процесів; 3) використання оцінок прогнозів волатильності для оцінювання ринкових фінансових ризиків.

**Інформаційно-аналітична система.** Пропонується комп'ютерна інформаційно-аналітична система (ІАС) для розв'язання задач моделювання, адаптивного прогнозування нелінійних нестационарних процесів та оцінювання можливих фінансових втрат (ризиків). Для розв'язання поставленої задачі вибрано такі методи моделювання і прогнозування: метод групового урахування аргументів (МГУА), адаптивний фільтр Калмана, регресійний аналіз, експоненціальне згладжування (ЕЗ), метод подібних траєкторій, метод (машина) опорних векторів, динамічні байєсівські мережі. Структурна схема прогнозуючої частини ІАС наведена на рис.1.

Особливостями запропонованої ІАС є такі: (1) – забезпечення контролю обробки статистичних даних на всіх етапах виконання необхідних обчислень за допомогою відповідних множин статистичних критеріїв якості; (2) – реалізація функції комбінування оцінок прогнозів, обчислених за альтернативними методами, з метою підвищення якості результуючого прогнозу; (3) – наявність можливості використання оцінок прогнозів волатильності для обчислення можливих фінансових втрат (фінансового ризику).



Рис. 1. Структурна схема ІАС для адаптивного прогнозування рівня змінної

Моделі досліджуваних процесів будуються за заданою вибіркою, використовуючи згадані вище методи. Для ідентифікації типу процесу (лінійний/нелінійний та стаціонарний/нестаціонарний) використано відповідні статистичні тести [5; 6]. За відповідним деревом рішень вибирається метод прогнозування і оцінюється структура моделі на основі статистичних даних. Інформація стосовно структури моделі дає можливість коректно вибрати метод оцінювання параметрів (звичайний або інший тип МНК, метод максимальної правдоподібності або метод Монте-Карло для марковських ланцюгів).

Після оцінювання параметрів для моделей авторегресії (АР), авторегресії з інтегрованим ковзним середнім (АРІКС) формується функція прогнозування, яка дає можливість коректно обчислювати оцінки

багатокрокових прогнозів. Для контролю процесу обробки даних використовуються три множини статистичних критеріїв якості: критерії якості даних, адекватності моделі і якості оцінок прогнозів. Результати поточної сесії моделювання і прогнозування зберігаються для подальшого (ретроспективного) порівняння результатів, отриманих різними методами. Для комбінування оцінок прогнозів можуть використовуватися однакові вагові коефіцієнти (просте усереднення) або різні вагові коефіцієнти, які враховують якість прогнозу для кожного використаного методу. У таблиці 1 наведено приклад характеристик якості оцінок прогнозів розвитку процесу формування прибутку виробничого підприємства на три кроки (місяці) з використанням різних методів.

Таблиця 1

Характеристики оцінок прогнозів, отриманих за різними типами моделей

Тип моделі	Середньо-квадратична похибка	Середня абсолютна похибка у %	Коефіцієнт Тейла
АР(4)	7,13	3,19	0,020
АР(4,8,9)	5,21	2,36	0,015
<b>АР(4,8,9,12,13)</b>	<b>2,13</b>	<b>0,89</b>	<b>0,006</b>
МГУА,	6,87	2,7	0,025
НМГУА,	6	3,7	0,018
ЕЗ	6,21	2,96	0,021
SVM	7,92	5,72	0,048

У разі використання байєсівських мереж оцінка прогнозу визначається за ймовірністю її попадання у деякий інтервал, який визначається процедурою дискретизації вихідних даних. Існує можливість окремого прогнозування напрямку розвитку досліджуваного процесу за допомогою нелінійних моделей у формі байєсівської регресії та множини індикаторів розвитку фінансових процесів. Цю функцію можна використовувати під час виконання операцій на біржі стосовно купівлі/продажу активів за допомогою торговельних роботів.

**Оцінювання фінансового ризику**

ІАС надає можливість будувати нелінійні моделі типу логіт і пробіт, які можна використовувати для оцінювання кредитоспроможності позичальників кредитів, тобто класифікації їх на дві групи: платоспроможних і тих, що ймовірніше всього не повернуть кредит. Також існує можливість оцінювати значення можливих втрат VaR за методами історичного моделювання і Монте-Карло. Для розв'язання цієї задачі спочатку необхідно отримати оцінки прогнозів волатильності відповідних фінансових гетероскедастичних процесів.

Для прогнозування волатильності часто використовують модель узагальненої авторегресії з умовною гетероскедастичністю (УАРУГ або GARCH) [7]. Модель УАРУГ корисна для моделювання волатильності, залежної від часу. Більшість фінансових часових рядів мають волатильність, що має явно виражений кластерний характер змін у часі. Тобто волатильність буде високою, якщо на попередніх проміжках часу вона була висока, і волатильність буде низькою, якщо

(ближніх) попередніх кроках вона була низькою. В умовах кластеризації волатильності моделі УАРУГ описують умовну дисперсію, яка лінійно залежить від минулої поведінки квадратів перших різниць та ковзного середнього умовних дисперсій. Модель УАРУГ( $p, q$ ) має такий вигляд:

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p y_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_q \sigma_{t-q}^2,$$

де  $y_t$  – доходність фінансового активу на момент часу  $t$ ;  $\sigma_t$  – миттєва волатильність доходності на момент  $t$ ;  $T$  – об'єм вибірки;  $\alpha_i$  ( $i = 0, 1, \dots, p$ ) та  $\beta_i$  ( $i = 0, 1, \dots, q$ ) – параметри моделі, які повинні задовольняти обмеженню  $\alpha_i > 0$ ,  $\beta_i > 0$ , зумовленому тим, що дисперсія завжди повинна мати додатне значення;  $p$  – максимальний порядок складової АРУГ; а  $q$  – максимальний порядок узагальнюючої складової. Якщо  $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$  і

$\sum_{i=1}^q \beta_i < 1$ , то наведена модель описує стаціонарний процес. Величину  $\sigma_t$  можна визначити, якщо відомі спостережувані значення  $y_{t-1} \dots y_{t-n}$  та параметри моделі. Випадкова змінна  $\varepsilon_t$  розподілена нормально, а саме: ( $\varepsilon_t \sim N(0,1)$ ); при цьому

$E_{t-1}(\varepsilon_t) = E_{t-1}(\varepsilon_t^2 - 1) = 0$ . Для практичного використання запропоновано різні варіації цього розподілу, наприклад такі: розподіл Стьюдента [8], узагальнений розподіл похибок [9], узагальнений  $t$ -розподіл [10].

Експоненціальна модель УАРУГ (ЕУАРУГ) – це модель АРУГ, яка враховує асиметрію випадкових збурень та волатильність хороших і поганих новин стосовно результатів виконання операцій на біржі. Від'ємні значення величин, що впливають на доходність, можуть призвести до вищої волатильності, ніж додатні значення тієї ж величини. Модель ЕУАРУГ із спеціальною змінною, яка розрізняє волатильність від хороших та поганих новин, представлена у роботі [9]. Модель ЕУАРУГ( $p, q$ ) має такий вигляд:

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \left[ 1 - \sum_{j=1}^q \beta_j B^j \right]^{-1} \left[ 1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i B^i \right] g(\varepsilon_{t-1}),$$

де всі змінні і параметри визначаються так само, як у моделі АРУГ;  $B^j$  і  $B^i$  – лінійні оператори зсуву, для яких:  $x_t B^j = x_{t-j}$ ; та  $g(\varepsilon_t) = \lambda_1 \varepsilon_t + \lambda_2 (|\varepsilon_t| - E(|\varepsilon_t|))$ , де  $\lambda_1$  і  $\lambda_2$  додаткові параметри. У моделях ЕУАРУГ ( $p, q$ ) при від'ємному коефіцієнті  $\lambda_1$  імпульси поганих новин мають більший вплив на волатильність ніж імпульси хороших новин відповідної змінної.

Для багатьох фінансових часових рядів характерна висока інертність (незмінність) волатильності на вибраних часових інтервалах. Важливим тут є існування автокореляції різноманітних мір волатильності. Цю властивість називають «довгою пам'яттю». Вона з достатньою повнотою описана у фінансово-економічній літературі [11]. Модель з «довгою пам'яттю», а саме частково інтегрована узагальнена модель АРУГ (або FIGARCH = Fractionally Integrated GARCH) запропонована у [12]:

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 \left[ 1 - \sum_{j=1}^q \beta_j B^j \right]^{-1} + \left\{ 1 - \left[ 1 - \sum_{j=1}^q \beta_j B^j \right]^{-1} \sum_{i=1}^p \alpha_i B^i (1-B)^d \right\} y_t^2,$$

де всі змінні та параметри визначенні подібним чином, як і у моделях АРУГ, за винятком того, що  $d$  – дробовий параметр різниці. Модель ЧІУАРУГ( $p, q$ ) описує особливість «довгої пам'яті» фінансової волатильності за рахунок параметра  $d$ . При  $0 < d < 1$  умовна волатильність  $\sigma_t^2$  буде повільно затухати за гіперболічною нормою, що є типовою прикметою «хорошої пам'яті» [12].

Для врахування асиметричних ефектів хороших та поганих новин і «довгої пам'яті» вперше запропонована Боллерслевим та Мікельсенем модель ЧІЕУАРУГ( $p, q$ ) (FIEGARCH = Fractionally Integrated Exponential GARCH) [10], яка має вигляд:

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \left[ 1 - \sum_{j=1}^q \beta_j B^j \right]^{-1} (1-B)^{-d} \left[ 1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i B^i \right] g(\varepsilon_{t-1}),$$

де всі змінні та параметри визначені таким же чином, як і у моделях ЧІУАРУГ, за винятком того, що  $d$  – це дійсне число на проміжку  $(-0,5; 0,5)$ , та

$$g(\varepsilon_t) = \lambda_1 \varepsilon_t + \lambda_2 (|\varepsilon_t| - E(|\varepsilon_t|))$$
 з новими параметрами

$\lambda_1$  та  $\lambda_2$ . Варто відмітити, що на відміну від ЧІУАРУГ, в цій моделі параметр  $d$  не повинен задовольняти умові невід'ємності для того щоб відобразити особливість «довгої пам'яті». Параметр  $d$  має задовольняти умовам:  $d < 1$  але  $d \neq 0$  [13]. Якщо  $d = 0$ , модель приймає вигляд ЕУАРУГ.

У праці [14] представлена модель ЧІАРКС (ARFIMA = Fractionally Integrated ARMA). Модель ЧІАРКС розширює модель АРКС, застосовуючи дробовий параметр різниці для розрахунку високої стійкості часового ряду; прототип цієї моделі такий:

$$\Phi(B)(1-B)^d y_t = \theta(B)\varepsilon_t,$$

де  $y_t$  – величина фінансового часового ряду на момент часу  $t$ ;  $d$  – дробовий параметр різниці;  $\Phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$  та  $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$  – відповідно авторегресійні та ковзні середні поліноми у операторі затримки  $B$ ;  $\varepsilon_t$  – процес білого шуму. Властивості процесу ЧІАРКС залежать від величини параметра  $d$ . Процес стаціонарний і має властивість оберненості при  $|d| < 0,5$ ; він нестационарний при  $|d| \geq 0,5$ , оскільки має необмежену дисперсію. При  $0 < d < 0,5$  модель виражає «довгу пам'ять» або довгострокову залежність. При  $-0,5 < d < 0$  процес має нестійкий характер або довгострокову негативну залежність. При  $d = 0$  модель має коротку пам'ять (у цьому випадку ЧІАРКС редукується до АРКС). Параметри моделі ЧІАРКС можна оцінити за методом максимальної правдоподібності [15], а  $k$ -кроковий прогноз для  $y_t$  можна розрахувати за авторегресійним представленням процесу [16].

Модель ЧІАРКС відрізняється від моделей ЧІУАРУГ та ЧІЕУАРУГ тим, що це модель з умовним середнім, в якій задане тільки одне рівняння, в той час як в ЧІУАРУГ та ЧІЕУАРУГ задано два рівняння (одне для середнього, а друге для дисперсії). Для моделі ЧІАРКС, яка використовується для моделювання волатильності, необхідно спочатку згенерувати міру волатильності, а потім включити її у рівняння моделі. За міру волатильності використовують квадрат доходності. Ця стратегія моделювання відрізняється від моделей типу АРУГ, в яких волатильність розглядається як неспостережувана величина, що оцінюється за доходами відповідних активів. Функціональна схема підсистеми для моделювання і прогнозування дисперсії і оцінювання фінансового ризику представлена на рис. 2.

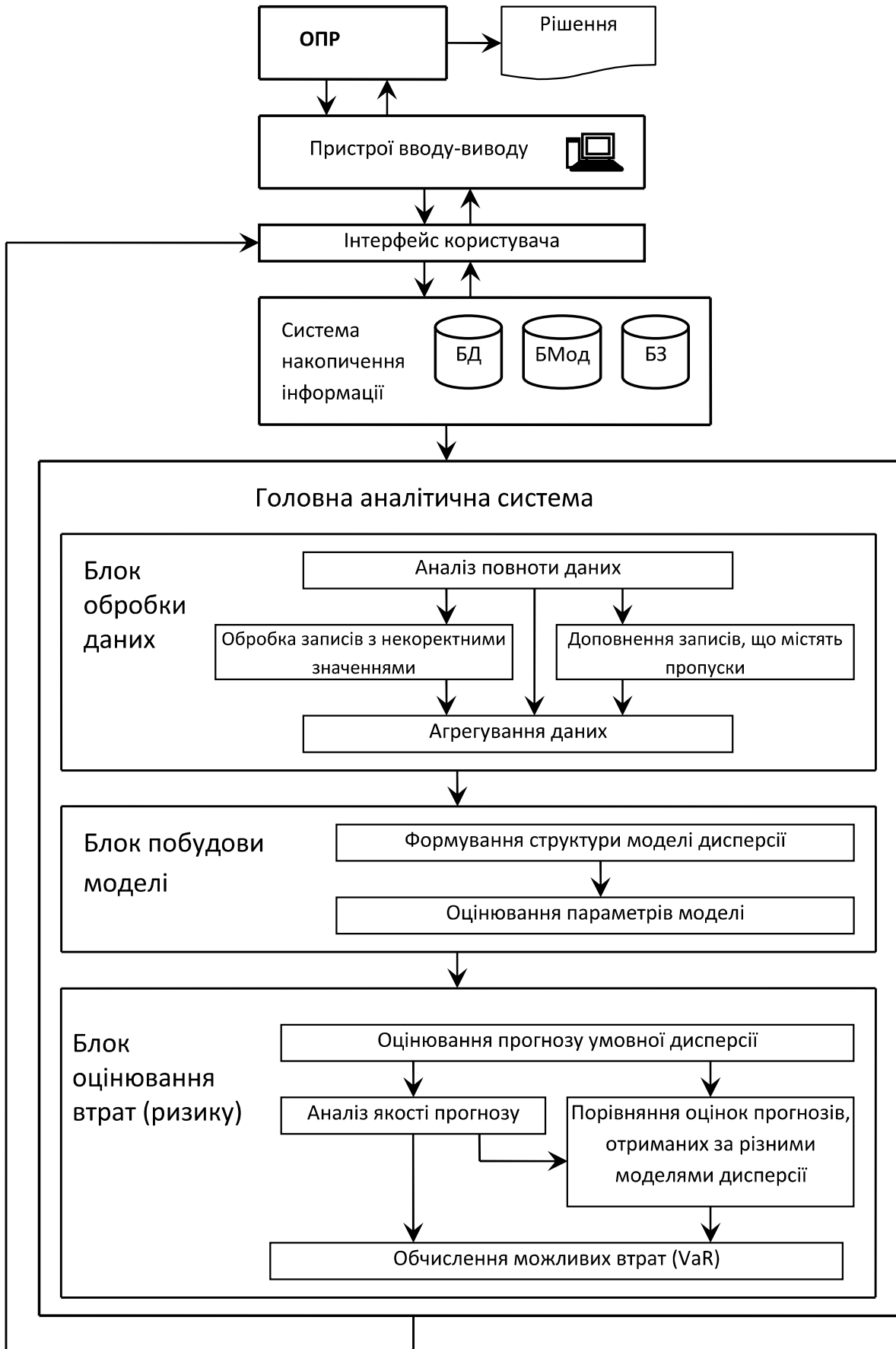


Рис. 2. Функціональна схема підсистеми прогнозування дисперсії і оцінювання фінансового ризику

**Приклад оцінювання можливих фінансових втрат.** Прогнози волатильності використовують для обчислення можливих ринкових втрат, зокрема величини Value-at-Risk (VaR). Значення ринкової VaR для часового горизонту  $\tau$  із ймовірністю  $p$  визначається так:  $P(y_t(\tau) < VaR_t(\tau)) = p$ . Оскільки інвестор несе втрати, якщо  $y_t(\tau) < 0$ , то вважається, що для малих значень  $p$  величина  $VaR_t(\tau)$  приймає від'ємне значення. На практиці значення ймовірності  $p$  беруть рівним 0,05 (методологія RiskMetrics) або 0,01 (Базельський спостережний комітет);  $\tau = 1, 10$ , а для інтервалу спостережень зазвичай використовують щоденні дані [17].

Якщо припустити, що випадковий процес доходності  $y_t(\tau)$  є умовно гаусовим, то

$$VaR_{t,p} = \Phi^{-1}(p)\sigma_t = -\Phi^{-1}(1-p)\sigma_t.$$

Таким чином, для розрахунку величини VaR на рівнях довіри 95 % або 99 % достатньо знати величину волатильності  $\sigma_t$ :

$$VaR_{t,95\%} = -1,645\sigma_t, \quad VaR_{t,99\%} = -2,326\sigma_t.$$

При використанні для опису умовної дисперсії моделі стохастичної волатильності у формі:

$$\begin{cases} y_t | h_t = e^{\frac{1}{2}h_t} \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0,1) \\ h_t | h_{t-1}, \mu, \phi, \tau^2 = \mu + \phi(h_{t-1} - \mu) + v_t, & v_t \sim N(0, \tau^2) \end{cases},$$

або

$$\begin{cases} y_t = \sigma_t \varepsilon_t, & \varepsilon_t \sim N(0,1) \\ \ln \sigma_t^2 = \mu + \phi(\ln \sigma_{t-1}^2 - \mu) + v_t, & v_t \sim N(0, \sigma^2) \end{cases},$$

умовне стандартне відхилення представляється так:

$$\sigma_t = e^{\frac{1}{2}h_t}.$$

Формули для розрахунку можливих втрат приймають вигляд:

$$VaR_{t,95\%} = -1,645 e^{\frac{1}{2}h_t}, \quad VaR_{t,99\%} = -2,326 e^{\frac{1}{2}h_t}.$$

Для отримання оцінок VaR скористаємось оцінками волатильності обмінних курсів, отриманими за допомогою відповідної моделі стохастичної волатильності. Після виконання необхідних обчислень за розробленою програмою, отримано значення VaR для обмінних курсів (долар/гривня) з використанням історичних даних. Частина результатів імітаційного моделювання представлена у таблиці 2.

Таблиця 2

Результати розрахунків VaR для курсів обміну валют (долар/гривня) за період з 24.10.2006 до 15.04.2011

	Середнє	Середньоквадратичне відхилення	Значення похибки	2,5 % медіани	Медіана	97,5 % медіани	Початкова ітерація	Кількість ітерацій
VaR [1]	-0.08515	0.2370	0.01621	-0.8219	-0.00704	-0.003401	1	20000
VaR [2]	-0.06661	0.2032	0.01387	-0.6842	-0.00511	-0.001958	1	20000
VaR [3]	-0.05539	0.1817	0.01243	-0.5654	-0.00421	-0.001599	1	20000
VaR [4]	-0.04943	0.1754	0.01200	-0.5139	-0.00366	-0.001256	1	20000
VaR [5]	-0.04534	0.1729	0.01175	-0.4752	-0.00364	-0.001302	1	20000
VaR[6]	-0.04312	0.1717	0.01168	-0.4482	-0.00377	-0.001647	1	20000
VaR[7]	-0.04157	0.1727	0.01160	-0.4326	-0.00410	-0.001806	1	20000
VaR[8]	-0.04074	0.1727	0.01158	-0.4131	-0.00437	-0.001980	1	20000
VaR[9]	-0.04134	0.1773	0.01198	-0.3912	-0.00509	-0.002697	1	20000
VaR[10]	-0.04001	0.1718	0.01168	-0.378	-0.00512	-0.002471	1	20000
VaR[11]	-0.03979	0.1743	0.01184	-0.3635	-0.00485	-0.002092	1	20000
...	...	...	...	...	...	...	...	...

Графік поведінки величини VaR відносно доходності наведено на рис. 3.

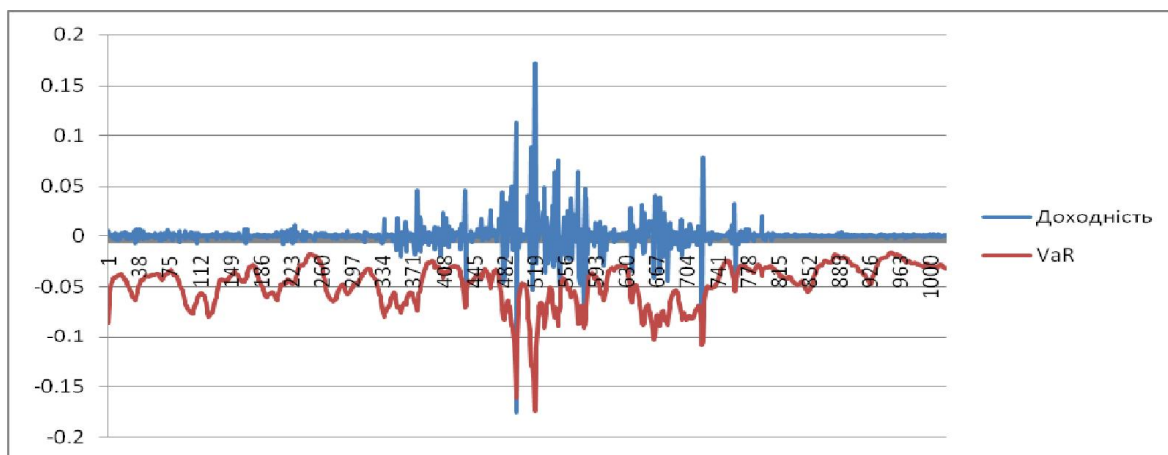


Рис. 3. Графік доходності і значень VaR

За даними графіка, спостерігається тільки одне перевищення втрат над прогнозом, отриманим за допомогою розрахунку VaR.

**Висновки.** Показана можливість створення інформаційно-аналітичної системи для адаптивного прогнозування фінансових процесів та оцінювання ринкових ризиків на основі принципів системного аналізу – врахування невизначеностей, формування альтернатив і контроль обчислювального процесу на всіх етапах обробки даних.

Створена ІАС має модульну архітектуру, яка надає можливість відносно легко розширювати її функціональні можливості шляхом додавання нових методів прогнозування, оцінювання параметрів математичних моделей і визначення рівня можливих втрат (фінансового ризику). Висока якість кінцевого результату

досягається завдяки забезпеченню належного контролю обчислювального процесу обробки даних на всіх етапах: попередньої обробки даних, побудови моделей, обчислення оцінок коротко- та середньострокових прогнозів, а також завдяки наочності представлення проміжних результатів обчислень і остаточного аналізу даних. Наведені приклади моделювання, прогнозування і оцінювання ризиків свідчать про хороші перспективи практичного використання ІАС.

Передбачається використання системи як допоміжної при прийнятті рішень стосовно вибору стратегії розвитку виробничих підприємств, коли важливо враховувати можливі втрати і вплив різних факторів з метою отримання високоякісних оцінок прогнозів. Планується подальше розширення ІАС методами ймовірного прогнозування.

## Література

1. Уотшем Т. Дж. Количественные методы в финансах / Т. Дж. Уотшем, К. Паррамоу. – Москва : Финансы, 1999. – 527 с.
2. Половцев О. В. Системний підхід до моделювання, прогнозування та управління фінансово-економічними процесами / О. В. Половцев, П. І. Бідюк, Л. О. Коршевнік. – Донецьк : Східний видавничий дім, 2009. – 286 с.
3. Энциклопедия финансового риск-менеджмента ; под ред. Лобанова А. А., Чутунова А. В. – Москва : Альпина Букс, 2006. – 878 с.
4. Мэйз Э. Руководство по кредитному скорингу / Э. Мэйз. – Минск : «Гривцов паблишер», 2008. – 460 с.
5. Бідюк П. І. Методи прогнозування / П. І. Бідюк, О. С. Меньяйленко, О. В. Половцев. – Луганськ : Альма Матер, 2008. – 608 с.
6. Тихонов Е. Е. Методы прогнозирования в условиях рынка / Е. Е. Тихонов. – Невинномысск : 2006. – 221с.
7. Bollerslev T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity / T. Bollerslev // Journal of Econometrics. – 1986. – Vol. 31, – P. 307–327.
8. Bollerslev T. A conditionally heteroscedasticity time series model for speculative prices and rates of return / T. Bollerslev // The Review of Economics and Statistics. – 1987. – Vol. 69. – P. 542–547.
9. Nelson D. B. Conditional heteroscedasticity in asset returns : A new approach / D. B. Nelson // Econometrica. – 1991. – Vol. 59. – P. 347–370.
10. Bollerslev T. ARCH models / T. Bollerslev, R. F. Engle, D. Nelson // in: Handbook of Econometrics, Engle R. and McFadden D., eds., North-Holland, Amsterdam. – 1993. – Vol. 4. – P. 2959–3038.
11. Andersen T. G. Heterogeneous Information Arrivals and Return Volatility Dynamics: Uncovering the Long-run in High Frequency Returns / T. G. Andersen, T. Bollerslev // Journal of Finance. – 1997. – Vol. 52. – P. 975–1005.
12. Baillie R. T., Bollerslev T., Mikkelsen H. O. Fractionally Integrated Generalized Conditional Heteroskedasticity // Journal of Econometrics. – 1996. – Vol. 74. – P. 3–30.
13. Bollerslev T. Modeling and pricing long memory in stock market volatility / Bollerslev T., Mikkelsen H. O. // Journal of Econometrics. – 1996. – Vol. 73. – P. 151–184.
14. Granger C. An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing / C. Granger, R. Joyeux // Journal of Time Series Analysis. – 1980. – Vol. 1. – P. 15–39.
15. Sowell F. B. Maximum Likelihood Estimation of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series Models / F. B. Sowell // Journal of Econometrics. – 1992. – Vol. 53. – P. 165–188.
16. Brockwell P. J. Time Series: Theory and Methods / P. J. Brockwell, R. A. Davis // Springer-Verlag : New York. – 1991.
17. Бідюк П. І. Визначення величини ризику VaR на основі оцінок параметрів моделі стохастичної волатильності / П. І. Бідюк, М. М. Коновалюк // Системні дослідження та інформаційні технології. – 2012. – № 3. – С. 85–94.

**Рецензенти:** Кондратенко Ю. П., д.т.н., професор;  
Гожий О. П., к.т.н., доцент.

© Коршевнік Л. О., Бідюк П. І., 2013

Дата надходження статті до редколегії 10.05.2013 р.

**КОРШЕВНЮК Лев Олександрович**, докторант Інституту прикладного системного аналізу НТУУ «КПІ».

**БІДЮК Петро Іванович**, д.т.н., професор Інституту прикладного системного аналізу НТУУ «КПІ».