

Особую сложность представляет оценка качества ИРБ, выполняемых в неявной форме. Как правило, такие ИРБ выполняются в процессе осуществления бизнес-процессов, результатом которых является продукт материального неинформационного характера (товар, изделие и т. д.).

В целом, для оценки качества использования ИР в процессе выполнения ИРБ предлагается ввести следующую систему индикаторов:

1. Индикаторы, связанные с ресурсной составляющей ИРБ: количество исходных ИР; качество исходных ИР (с точки зрения достоверности, полноты, охвата и т. д.); наличие требуемых ИР; доступность требуемых ИР.
2. Индикаторы, связанные с личностными качествами исполнителя ИРБ:

наличие компетенций к выполнению ИРБ;
условия выполнения ИРБ;
временные параметры ИРБ;
наличие инструментов работы с ИР;
качество инструментов работы с ИР.

Положение 17. Процесс разработки, формирования и использования механизмов управления ИР предприятия должен быть основан на целостной системе принципов, представляющих собой систему правил, основных положений и норм, которые являются руководящими для менеджеров и работников в процессе управления ИР и ИРБ на предприятии.

Используя результаты исследований, проведенных ведущими экономистами, а также опыт построения систем управления ИР на ряде предприятий, по мнению авторов, можно сформировать такие группы принципов: принципы, которые характеризуют требования к системе управления ИР предприятия; принципы, которые определяют особенности построения такой системы; принципы, определяющие характер функционирования системы управления ИР предприятия.

Проведенное исследование позволило разработать концептуальные основы управления ИР предприятия в виде набора базовых положений и принципов, определяющих систему взглядов на процесс управления ИР. Полученные результаты могут стать теоретико-методологической основой построения организационно-управленческого механизма управления ИР и ИРБ предприятий различных сфер деятельности.

Литература: 1. Вереженко А. П. Информационные ресурсы для принятия решений. – М.: ИнфоАрт, 2003. – 280 с. 2. Мельник А. Г. Информационная экономика. – Сумы: Университетская книга, 2005. – 302 с. 3. Пушкарь А. И. Стратегическое управление развитием электронного бизнеса и информационных ресурсов предприятия (модели, стратегии, механизмы). Научное издание / А. И. Пушкарь, Е. Н. Грабовский, Е. В. Пономаренко. – Харьков: Изд. ХНЭУ, 2005. – 480 с. 4. Хорошилов А. В. Управление информационными ресурсами / А. В. Хорошилов, С. Н. Селетков, Н. В. Днепровская. – М.: Финансы и статистика, 2006. – 250 с. 5. Щедрин А. Н. Электронные информационные ресурсы в информационной экономике. – Донецк: ИЭП, 2003. – 231 с. 6. Яковенко В. Я. Інформаційні ресурси: Навч. посібн. – Донецьк: ДонНУ, 2005. – 202 с. 7. Уэбстер Ф. Теории информационного общества. – М.: Аспект Пресс, 2004. – 400 с. 8. Ларин М. В. Управление документацией в организации. – М.: Научная книга, 2002. – 188 с. 9. Слоун А. Мои годы в Дженерал Моторс / Sloan A. My Years with General Motors. – London: Sidgwick & Jackson, 1963. – <http://russia-book.ru/book.php?t=1433914&go=10525683>. 10. Пфеффер Д. От знаний к делу: как успешные компании трансформируют знания в действия. – М.: Вильямс, 2007. – 272 с. 11. Arie de Geus. The Living Company. – Harvard Business School Press, 2002. – 240 p. 12. Хэнди Ч. По ту сторону уверенности. – СПб.: Питер, 2002. – 224 с. 13. McAfee Andrew. (2006a): Enterprise 2.0: The Dawn of

Emergent Collaboration // <http://www.wikiservice.at/upload/ChristopheDucamp/McAfeeEntreprise-Deux.pdf>. 14. Луценко Е. В. Автоматизированный системно-когнитивный анализ в управлении активными объектами (системная теория информации и ее применение в исследовании экономических, социально-психологических, технологических и организационно-технических систем): Монография (научное издание). – Краснодар: КубГАУ, 2004. – 605 с. 15. Гейтс Б. Бизнес со скоростью мысли. – М.: ЭКСМО-ПРЕСС, 2002. – 480 с. 16. Дэвид К. МакКлелланд. Понятие компетенции // http://www.timetogo.ru/articles/what_is_competency.htm. 17. Зимняя И. А. Ключевые компетентности как результативно-целевая основа компетентностного подхода в образовании. Авторская версия. – М.: Исследовательский центр проблем качества подготовки специалистов, 2004. – 38 с. 18. Лайл М. Спенсер мл. Компетентности на работе / Лайл М. Спенсер мл. и Сайн М. Спенсер. [Пер. с англ. – М.: НИРО, 2005. – 384 с. 19. Пушкарь О. І. Управління інформаційними ресурсами підприємства на основі концепції компетентностей / О. І. Пушкарь, К. С. Сібілев // Економіка розвитку. – 2008. – №3. – С. 67 – 72. 20. Тоффлер Э. Третья волна. – М.: АСТ, 2004. – 784 с. 21. Cunningham W. H. Business in a Changing World / W. H. Cunningham, R. J. Aldag, S. B. Block. – South-Western Publishing Co., 2002. 22. www.metocube.com.

Стаття надійшла до редакції
21.04.2009 р.

УДК 330.43

Назаренко О. М.
Загряжська П. І.

ЕКОНОМЕТРИЧНА МОДЕЛЬ РОЗВИТКУ МАКРОЕКОНОМІЧНИХ СИСТЕМ (НА ПРИКЛАДІ РОЗВИНУТИХ КРАЇН)

The scheme of the macroeconomical dynamics model designing has been studied. An effective approach to the specification and identification of the parts of trajectory movement of decomposition based on econometrical methods with the purpose of recreation of imitation and forecasting features has been offered. The approbation of the model has been made on the real data.

У реальних умовах, зважаючи на становлення нових світових економічних відносин, прогнозування макроекономічних показників є актуальним, оскільки їх комплексне оцінювання на перспективу може дати можливість прийняти обґрунтоване рішення. Це може бути як розробка макроекономічної політики країни, так і стратегія розвитку великої компанії. Зрозуміло, що таке оцінювання є однією з найважливіших дослідницьких проблем, від розв'язання якої залежить майбутній розвиток макроекономічної системи. Системний підхід, який тут використовується, поряд зі змістовним аналізом реальних процесів повинен включати також застосування математичних методів та економіко-математичного моделювання.

Основним інструментом макроекономічних досліджень є відповідні економіко-математичні моделі. Практична цінність результатів макроекономічних прогнозів суттєво залежить від якості моделі, тобто їх адекватності цілям дослідження. Зазвичай дослідники переслідують дві цілі [1]: прогнозування

подальшої поведінки динамічної системи та вивчення імітаційних й оптимізаційних властивостей моделі. Одними з практичних інструментів, що дають можливість аналізувати та прогнозувати розвиток макроекономічної системи, є методи економетрики [2; 3], які дозволяють проводити глибокий якісний аналіз динамічних систем, поданих у лінійному вигляді. Нелінійні моделі можна оцінювати методами нелінійної економетрики [4], але разом з тим їх можна зводити до лінійних моделей методом обґрунтованого перебору значень параметрів, що входять в дану модель нелінійно.

Головною перепорою на етапі побудови моделей макроекономічних динамічних систем є параметрична ідентифікація (оцінювання невідомих параметрів). Огляд сучасних процедур параметричної ідентифікації міститься в [5]. Дана робота спирається на методи колокації, в основі яких лежить декомпозиція траєкторії руху на базові функції (складові) [6; 7].

Нехай макроекономічна динамічна система характеризується вектором – стовпцем фазових координат $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_m)'$. Компоненти \mathbf{x} та розмірність m залежать від конкретної задачі, визначаються досвідом та інтуїцією дослідника або процедурою кореляційного аналізу. У загальному випадку вектор фазових координат $\mathbf{x}(\tau)$ подається у вигляді [1]:

$$\mathbf{x}(\tau) = \mathbf{x}_{TP}(\tau) + \mathbf{x}_{II}(\tau) + \mathbf{x}_{CEZ}(\tau) + \boldsymbol{\varepsilon}(\tau), \quad (1)$$

де \mathbf{x}_{TP} – трендова,

\mathbf{x}_{II} – періодична,

\mathbf{x}_{CEZ} – сезонна,

$\boldsymbol{\varepsilon}(\tau)$ – випадкова (шуми) складові траєкторії руху відповідно.

Задача формулюється таким чином. Нехай існують m -вимірні часові ряди спостережень кожної фазової координати $\{\mathbf{x}_\tau, \tau = 1, \dots, N\}$ динамічної системи. Мета полягає у специфікації складових розкладу (1) та відшуканні таких параметрів декомпозиції, щоб при переведенні системи із деякого початкового стану в кінцеву бажану точку \mathbf{x}_* траєкторії фазових координат системи апроксимували реальні траєкторії $\{\mathbf{x}_\tau\}$ з найбільшою точністю [8].

Період часу, протягом якого відбувається ідентифікація моделі, будемо називати базовим. На базовому періоді перевіряються імітаційні властивості моделі і, за необхідності, відбувається її калібрування. Період, наступний за базовим, – період, на якому перевіряються прогнозні властивості моделі (або відбувається її оптимізація).

Специфікацію та ідентифікацію декомпозиції (1) будемо здійснювати на проміжку $[\tau_0, \tau_k]$. Тоді у якості τ_* зручно вибрати момент часу $\tau_k + 1$. Заміна $t = \tau - \tau_*$ дозволяє розглядати модель (1) на проміжку $t \in [-N, -1]$, а в наступні моменти часу $t = 0, 1, \dots$ – обчислювати прогнозні значення фазових координат (або будувати оптимальні траєкторії руху динамічної системи).

У [9] розглядається методика розкладу траєкторії руху на трендову та періодичну (гармонійні коливання зі сталою амплітудою) складові ($\mathbf{x}_{CEZ} \equiv 0$):

$$\mathbf{x}(t) = \mathbf{x}_{TP}(t) + \mathbf{x}_{II}(t) + \boldsymbol{\varepsilon}(t), \quad (2)$$

яка базується на побудові трендової складової ($f(t) = e^{\lambda t}$ у випадку експоненціального тренду і $f(t) = t$ у випадку лінійного тренду)

$$\mathbf{x}_{TP}(t) = \mathbf{d}_1 + \mathbf{d}_2 f(t), \quad (3)$$

і подальшому виділенні періодичної складової у шумів тренда.

Інший підхід базується на поданні вигляду [10];

$$\mathbf{x}(t) = \mathbf{x}_{TP}(t) \cdot \mathbf{x}_{II}(t) + \boldsymbol{\varepsilon}(t), \quad (4)$$

$$\mathbf{x}_{II}(t) = \mathbf{k}_1 + \mathbf{k}_2 \cos \omega t + \mathbf{k}_3 \sin \omega t. \quad (5)$$

У даній роботі розклад (4) узагальнюється на модель:

$$\mathbf{x}(t) = \mathbf{n}_1 + \mathbf{n}_2 f(t) + \mathbf{n}_3 \cos \omega t + \mathbf{n}_4 \sin \omega t + f(t)(\mathbf{n}_5 \cos \omega t + \mathbf{n}_6 \sin \omega t) + \boldsymbol{\varepsilon}(t). \quad (6)$$

Тут $\mathbf{x}_{CEZ} = f(t)(\mathbf{n}_5 \cos \omega t + \mathbf{n}_6 \sin \omega t)$ – сезонна складова (коливання зі змінною амплітудою); $\mathbf{n}_i, (i = 1, \dots, 6)$ – невідомі коефіцієнти розкладу; трендовий параметр λ і частота коливань ω також вважаються невідомими.

Регресійна модель (6) відноситься до класу нелінійних за параметрами і може бути оцінена відомими нелінійними алгоритмами [4]. Проте перевірка адекватності оціненої моделі при такому підході пов'язана з великими труднощами. Тому для ідентифікації моделі (6) пропонується метод, який полягає в ітераційному застосуванні методу найменших квадратів (МНК) перебором значень λ і ω (у випадку експоненціального тренду) і значень ω (у випадку лінійного тренду). Це дозволяє при кожних фіксованих значеннях параметрів λ і ω перевіряти адекватність регресійної моделі (6) методами лінійної економетрики, застосовуючи відповідні статистичні тести та обчислюючи коефіцієнт детермінації моделі [11].

Оскільки метою дослідження є отримання якісних прогнозних властивостей макроекономічної системи, то доповнимо динамічну модель (6) регулятором, який буде обчислювати відносну похибку [11] і, в разі необхідності, формувати нові значення параметрів λ, ω моделі, та оберненим зв'язком між динамічною моделлю і регулятором (рис. 1).

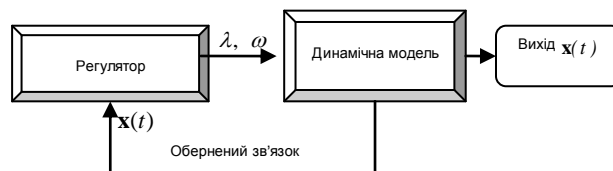


Рис. 1. Схема оберненого зв'язку в системі

Зазначимо, що ідея застосування МНК містить серйозну перепору. Процедура передбачає використання оберненої матриці, тому необхідно контролювати власне можливість її обертання. Зазвичай цей контроль здійснюється за допомогою визначника матриці, у порівнянні його з нулем. Проте в задачах економетрики, оскільки точні значення отримати неможливо, досить важко визначити, наскільки визначник відмінний від нуля. Тому необхідна процедура, що допоможе оцінити обумовленість матриці більш ефективно. У такому випадку, контроль виявляється можливим здійснити за допомогою використання індексу обумовленості матриці. Математично він обчислюється за формулою:

$$CI = \sqrt{\lambda_{\max} / \lambda_{\min}}, \quad (7)$$

де λ_{\max} і λ_{\min} – максимальне і мінімальне власні числа матриці відповідно.

При практичних дослідженнях величина CI може приймати значення від декількох одиниць до декількох тисяч і більше. Тому робота регулятора полягає у фільтрації значень керованих параметрів λ і ω , щоб величина CI була меншою 100.

Отже, регулюючий пристрій керує траєкторією руху системи, яка, в свою чергу, керує роботою регулюючого пристрою. У цій двосторонній взаємодії динамічної системи та регулятора за допомогою оберненого зв'язку відбувається самокерування дисперсійним балансом системи, відповідно до якого обчислюються коефіцієнти детермінації моделі R_i^2 .

Опишемо ітераційну процедуру ідентифікації моделі (6) за допомогою оберненого зв'язку з регулятором.

1. Для ідентифікації трендової складової X_{TP} (3) у випадку $\lambda \neq 0$ розглядається регресійна модель

$$x(t) = d_1 + d_2 e^{2t} + \varepsilon(t), \quad (8)$$

у якій d_1, d_2 – деякі сталі вектори, $\varepsilon(t)$ – випадкове збурення.

Для вибору оптимального значення λ можна користуватися як методом звичайного перебору, так і більш ефективними методами чисельного пошуку максимуму (методом дихотомії, випадкового пошуку тощо). У даній роботі використаний метод перебору, що дозволяє ставити у відповідність оптимальному значенню λ максимальне значення коефіцієнта детермінації R^2 .

2. Для виділення періодичної та сезонної складових (вони оцінюються сумісно) розглядається регресійна модель (6). МНК – оцінки невідомих коефіцієнтів розкладу – знаходяться при кожному фіксованому значенні ω , яке перебирається із наперед заданого проміжку з кроком $h = 0.001$. Оптимальним значенням ω вважається те, що забезпечує мінімальні довжини довірчих інтервалів прогнозу [11]:

$$x_i^{npozn}(0) = x_i^{pezp}(0) \pm \Delta_i, \quad \Delta_i = \delta_i \cdot t(\alpha), \quad i = 1, 2, 3, \quad (9)$$

де $t(\alpha)$ – двосторонній квантиль розподілу Стюдента з $n - 6$ ступенями вільності. Крім того, треба враховувати величину індексу обумовленості CI .

Як показують чисельні експерименти, максимальному значенню R^2 відповідає мінімальне значення Δ_i .

3. При знайденому значенні ω уточнюється оптимальне значення λ (у випадку експоненційного тренду) шляхом оцінювання регресійної моделі (6) за допомогою оберненого зв'язку, описаного в пункті 2.

4. Ітераційна процедура повторюється до тих пір, поки обернений зв'язок не приведе до стабілізації оптимальних значень параметрів моделі.

Зазначимо, що на кожному кроці ітераційного процесу проводиться "рафінування" моделі (звільнення від незначущих коефіцієнтів розкладу) за допомогою критерію Стюдента [2]. А також чисельно перевіряється нечутливість моделі до незначущих змін вхідних даних (за допомогою величини CI).

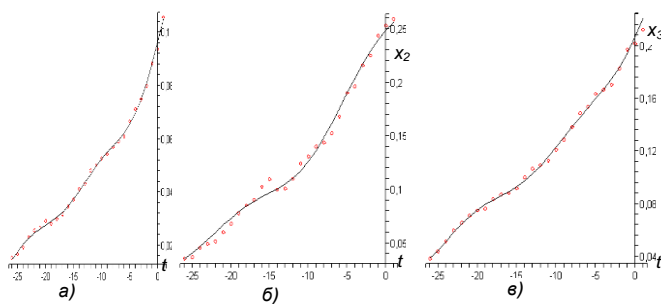
Розглянемо запропонований підхід на прикладі макроекономічної динаміки розвинутих країн (Франція, Данія, Нідерланди). Статистичні дані макроекономічного розвитку вибиралися за період 1974 – 2003 рр. [12]. Як показали дослідження діаграм розсіювання основних факторів та кореляційний аналіз системи "фактори", як основні фазові змінні для всіх вказаних країн можна обрати такі: x_1 – валовий експорт; x_2 – валовий приріст основних фондів; x_3 – витрати на зарплатну плату (вплив решти факторів враховується в шумах).

Застосування описаного оберненого зв'язку для макроекономіки Нідерландів дало такі результати:

1. У випадку експоненційного тренду оптимальні значення параметрів ω і λ такі: $\omega = 0.380$ і $\lambda = 0.045$ (на проміжку $t \in [-N, -1]$ значення $\lambda t < 0$). "Рафінування" моделі привело до розкладу:

$$\begin{aligned} x_1(t) &= -0.020 + 0.113e^{0.045t} - 0.008\sin(0.380t) + 0.016e^{0.045t} \sin(0.380t), \\ x_2(t) &= -0.051 + 0.292e^{0.045t} + 0.007e^{0.045t} \cos(0.380t) - 0.013e^{0.045t} \sin(0.380t), \\ x_3(t) &= -0.028 + 0.239e^{0.045t} - 0.015\sin(0.380t) - 0.011e^{0.045t} \cos(0.380t) + 0.023e^{0.045t} \sin(0.380t). \end{aligned}$$

Графічне зображення оптимальних траєкторій подано на рис. 2. Точками позначені реальні статистичні дані (значення тут і надалі подані у трильйонах євро), а лінією – криві, що відповідають отриманому розкладу.



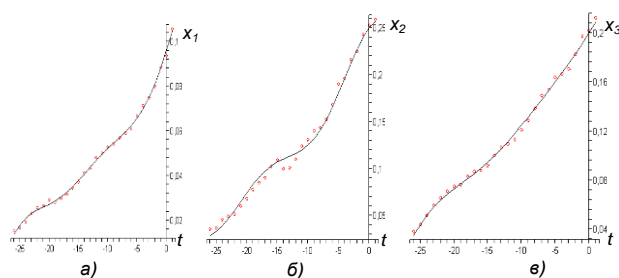
а) валовий експорт; б) приріст основних фондів; в) заробітна плата

Рис. 2. Діаграми розсіювання та модельні криві у випадку $f(t) = e^{2t}$

2. У випадку лінійного тренду оптимальне значення $\omega = 0.280$. Ітераційна процедура дала такий результат:

$$\begin{aligned} x_1(t) &= 0.098 + 0.003t - 0.002\cos(0.280t) + 0.018\sin(0.280t) + 0.001t\sin(0.280t) \\ x_2(t) &= 0.207 + 0.006t + 0.042\cos(0.280t) + 0.002t\cos(0.280t), \\ x_3(t) &= 0.199 + 0.006t + 0.008\sin(0.280t) + 0.001t\cos(0.280t) \end{aligned}$$

Графічна ілюстрація фазових траєкторій та відповідних діаграм розсіювання наведена на рис. 3.



а) валовий експорт; б) приріст основних фондів; в) заробітна плата

Рис. 3. Діаграми розсіювання та модельні криві у випадку $f(t) = t$

Аналіз отриманих результатів свідчить про якісні імітаційні властивості побудованих моделей. Також, дослідивши графічні зображення, можна зазначити, що побудовані регресійні моделі мають досить непогані прогнозні властивості.

Індекси обумовленості матриць, коефіцієнти детермінації регресійних моделей та довірчі інтервали прогнозів (8) на 2002 і 2003 рр., що характеризують макроекономічний розвиток Нідерландів (NL), Франції (FR) та Данії (DK), наведені в таблиці. Тут також подані відносні похибки модельних значень порівняно з реальними даними за 2002 та 2003 рр, які розраховувалися за формулою:

$$\xi_i = \left| \frac{x_i^{регр} - x_i^{мабл}}{x_i^{регр}} \right| \cdot 100\%, \quad i = 1, 2, 3, \quad (10)$$

де $x_i^{регр}$ – модельні значення,

$x_i^{мабл}$ – реальні дані за 2002 або 2003 рр.

Таблиця

Прогнозні властивості та коефіцієнти детермінації моделей

	Роки	Прогнозні значення	Лінійний тренд			Експоненційний тренд			
			X_1	X_2	X_3	X_1	X_2	X_3	
FR	2002	$x_i^{регр}$, 10^{12} €	0.279	0.375	0.758	0.270	0.360	0.714	
		$\pm \Delta_i$, 10^{12} €	0.008	0.009	0.011	0.010	0.011	0.011	
		ξ_i , %	2.713	1.776	1.418	0.807	0.397	1.904	
	2003	$x_i^{регр}$, 10^{12} €	0.312	0.388	0.813	0.288	0.362	0.736	
		$\pm \Delta_i$, 10^{12} €	0.009	0.011	0.012	0.011	0.012	0.012	
		ξ_i , %	0.223	3.311	2.683	2.306	2.258	0.623	
	R^2 , %		98.951	99.448	99.827	98.602	99.246	99.854	
	CI		83,533			21,048			
	DK	2002	$x_i^{регр}$, 10^{12} €	0.032	0.064	0.089	0.033	0.061	0.088
			$\pm \Delta_i$, 10^{12} €	0.002	0.001	0.001	0.001	0.002	0.001
			ξ_i , %	0.168	2.229	1.740	1.541	2.229	2.383
		2003	$x_i^{регр}$, 10^{12} €	0.032	0.067	0.093	0.033	0.061	0.089
$\pm \Delta_i$, 10^{12} €			0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	
ξ_i , %			0.693	3.648	0.029	1.612	1.882	2.927	
R^2 , %		98.349	99.637	99.840	99.126	99.240	99.839		
CI		66,684			39,733				
NL		2002	$x_i^{регр}$, 10^{12} €	0.096	0.248	0.207	0.096	0.250	0.199
			$\pm \Delta_i$, 10^{12} €	0.001	0.009	0.003	0.001	0.010	0.004
			ξ_i , %	3.017	1.721	2.544	2.537	1.049	0.919
		2003	$x_i^{регр}$, 10^{12} €	0.105	0.256	0.221	0.104	0.257	0.208
	$\pm \Delta_i$, 10^{12} €		0.002	0.011	0.004	0.001	0.011	0.013	
	ξ_i , %		0.630	0.954	3.989	0.674	0.708	1.740	
	R^2 , %		99.818	99.128	99.779	99.784	99.062	99.650	
	CI		38,571			16,915			

Аналіз результатів, поданих у табл. 1, показує, що побудовані регресійні моделі забезпечують задовільні прогнозні значення і можуть застосовуватися при практичних дослідженнях. Високі значення коефіцієнтів детермінації свідчать про адекватність отриманих моделей, а допустимі значення індексів обумовленості дозволяють зробити висновок про її нечутливість до незначних змін вхідної інформації.

Слід зауважити, що стійкість усіх побудованих моделей, як вже зазначалося, була чисельно перевірена, і усі моделі виявилися стійкими.

Отже, у роботі розвинуто новий підхід до макроекономічного моделювання шляхом декомпозиції траєкторії руху на трендову (лінійний або експоненційний тренд), періодичну та сезонну складові за допомогою оберненого зв'язку між динамічною системою та її регулятором. І, згідно з отриманими результатами, можна сказати, що такі моделі є адекватними і можуть бути використані для моделювання реальних макроекономічних процесів.

Література: 1. Айвазян С. А. Прикладная статистика и основы эконометрики / С. А. Айвазян, В. С. Мхитарян. – М.: Юнити, 1998. – 1012 с. 2. Доугерти К. Введение в эконометрику. – М.: ИНФРА-М, 1997. – 402 с. 3. Nazarenko O. M. Parametric Identification of State-Space Dynamic Systems: A Time-Domain Perspective / O. M. Nazarenko, D. V. Filchenko International Journal of Innovating Computing, Information and Control. – 2008. – Vol. 4, Number 7. – Pp. 1553 – 1566. 4. Greene W. H. Econometric Analysis. – Fifth Edition. – New Jersey: Prentice Hall Upper Saddle River, 2003. – 802 p. 5. Ramsay J. O. Parameter Estimation for Differential Equations: A Generalized Smoothing Approach / J. O. Ramsay, G. Hooker, D. Campbell, J. Cao // Journal of the Royal Statistical Society: Series B. – Vol. 69, Issue 5. – 2007. – Pp. 741 – 796. 6. Максимко Н. К. Аналіз і прогнозування еволюції економічних систем / Н. К. Максимко, В. О. Перепелиця. – Запоріжжя: Поліграф, 2006. – 263 с. 7. Главные компоненты временных рядов: метод "Гусеница" / Под ред. Д. Л. Данилова, А. А. Жиглявского. – СПб.: Изд. СПбГУ, 1997. – 307 с. 8. Ljung L. System Identification: Theory for the User – N. J.: PTR Prentice Hall, Upper Saddle River, 1999. – 607 p. 9. Назаренко О. М. Побудова та ідентифікація лінійно-квадратичних моделей слабо формалізованих динамічних систем // Вестник ХНУ. – 2008. – № 833. Сер. "Математическое моделирование. Информационные технологии. Автоматизированные системы управления", Вып. 10. – С. 185 – 192. 10. Суслов В. И. Эконометрия / В. И. Суслов, Н. М. Ибрагимов, Л. П. Тальшева, А. А. Цыплаков. – Новосибирск: Изд. СО РАН, 2005. – 744 с. 11. Назаренко О. М. Основи економетрики: Підручник. – 2-е вид., перероб. – К.: Центр навчальної літератури, 2005. – 392 с. 12. Європейська статистика. – <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>.

Стаття надійшла до редакції
23.04.2009 р.