жете одержати від іншого співробітника інформацію, що цікавить вас"; "У вас на підприємстві проводяться тренінги, консультації з розвитку ефективності взаємодії в колективі"; "Ваш колектив розбитий на окремі "групи за інтересами" (неформальні групи)". Респонденти також мають можливість оцінити фактичний стан якого-небудь параметра або явища, бажаний стан, а також можливості підприємства з доведення фактичного стану до бажаного.

У даній роботі набуло подальшого розвитку теоретичне обґрунтування категорії "довіра" як складової соціального капіталу підприємства, що дало змогу розробити її діагностику на основі соціологічних методів дослідження, а саме анкетування.

Література:1. Дороніна М. С. Соціальний капітал виробничої організації: сутність та зміст / М. С. Дороніна, А. І. Нечепуренко //Економіка розвитку. – 2005. – №2 (34). – С. 16 – 21. 2. Армстронг М. Практика управления человеческими ресурсами: Перев. с англ. / Под ред. С. К. Мордовина. – 8-е изд. – СПб.: Питер, 2004. – 832 с. 3. Шо Роберт Б. Ключи к доверию в организации: Результативность, порядочность, проявление заботы. – М.: Дело, 2000. – 272 с. 4. Яхонтова Е. С. Доверие в управлении персоналом. Зарубежные подходы и отечественный опыт оценки // Социологические исследования. – 2004. – №9. – С. 117 – 121. 5. Клигер С. А. Шкалирование при сборе и анализе социологической информации / С. А. Клигер, М. С. Косолапов, Ю. Н. Толстова. – М.: Наука, 1978. – 112 с. 6. Ядов В. А. Стратегия социологического исследования. Описание, объяснение, понимание социальной реальности. – 7-е изд. – М.: Добросвет, 2003. – 596 с. 7. Паниотто В. И. Качество социологической информации. – К.: Наукова думка, 1986. – 208 с. 8. Саганенко Г. И. Надежность результатов социологического исследования. – Л.: Наука, 1983. – 190 с. 9. Толстова Ю. Н. Измерение в социологии: Курс лекций. – М.: ИНФРА-М, 1998. – 224 с. 10. Паніотто В. І. Статистичний аналіз соціологічних даних. / В. І. Паніотто, В. С. Максименко, Н. М. Марченко.– К.: Вид. дім "КМ Академія", 2004. – 270 с. 11. Ожегов С. И. Словарь русского языка: Ок. 57000 слов / Под ред. чл.-корр. АН СССР Н. Ю. Шведовой. – 20-е изд., стереотип. – М.: Рус. яз., 1988. – 750 с. 12. Сасіна Л. О. Соціологія: Навч. посіб. / Л. О. Сасіна, Н. А. Мажник. – Харків: ВД "ІНЖЕК", 2005. – 208 с.

Стаття надійшла до редакції 09.01.2007 р.

УДК 330.43

Малярець Л. М.

СТІЙКІСТЬ ЕКОНОМІКО-МАТЕМАТИЧНОГО МОДЕЛЮВАННЯ У ВИМІРЮВАННІ ОЗНАК ОБ'ЄКТІВ В ЕКОНОМІЦІ

The article is devoted to the general problems of economic mathematical modeling in the attributes measurement in economy.

Обов'язковим завершенням економіко-математичного моделювання є вирішення питання про адекватність побудованої моделі. Класично дане питання розв'язується за допомогою узгодженості обчислень, отриманих за допомогою реалізації моделі та експериментальних даних, але часто така перевірка не можлива і рекомендують перевіряти стійкість моделі відносно допустимих коливань початкових даних [1]. Стійкість, стабільність, здатність системи зберігати деякі властивості і характеристики незмінними є одним із основних понять кібернетики та загальної теорії систем й тісно пов'язане з ідеєю інваріантності [2, с. 557]. Якщо система стійка, то деякі висловлювання про неї будуть постійно істинними, незважаючи на її зміни. Також семантично близькі до стійкості поняття рівноваги, стаціонарності та інші, але вони мають більш вузький зміст, а в деяких трактуваннях істотно відрізняються від стійкості.

Оскільки за технологією вимірювання ознак об'єктів в економіці виявлення та визначення ознак відбувається завдяки економіко-математичному моделюванню, то слід стійкість результатів вимірювання пов'язувати зі стійкістю обчислень за моделями, отриманими у результаті реалізації економіко-математичних методів на окремих етапах технології [3]. Отже, будемо розрізняти стійкість моделі за фізичними ознаками, коли відбувається операціоналізація фізичної величини (первинне вимірювання) й операціоналізація неметричних величин, які вимірюються на номінальних і порядкових шкалах, теж первинне вимірювання, (тут стійкість обумовлена рівнями технічних та особових погрішностей вимірювання) і стійкість моделі вимірювання складних ознак, якості об'єкта в цілому, яке обумовлює мінімум методичних та методологічних погрішностей у вимірюваннях в економіці [4].

Розглянемо стійкість економіко-математичних моделей за процедурою вторинного вимірювання ознак, коли реалізуються економіко-математичні методи. Тут, звичайно, стійкість моделювання у вимірюваннях ознак необхідно досліджувати, спираючись на наукові досягнення математиків, що вирішували проблеми стійкості економіко-математичних методів та моделей.

Спочатку відзначимо, що економіко-математичні моделі, побудовані за допомогою диференціальних рівнянь, перевіряють на стійкість достатньо відпрацьованим методом, оскільки наразі добре розвинута теорія стійкості розв'язків цих рівнянь. Класично математики ставили проблему стійкості висновків теорем відносно коливань їх умов. У цілому ж дослідження загальних питань стійкості в економіко-математичних моделях надзвичайно вузькі, але якщо їх пов'язати із проблемами стійкості загалом у математиці, то виходимо на широке поле досліджень, напрацювань. За фундаментальністю досліджень проблем стійкості в економіко-математичному моделюванні визнані праці О. І. Орлова, О. М. Шуригіна, Б. Г. Міркіна, Ю. Н. Тюріна, С. А. Айвазяна, П. Ф. Андруковича [1; 2; 5 − 8]. О. І. Орлов вивчав проблему стійкості моделювання соціально-економічних явищ у вирішенні прикладних задач в економіці, зокрема у вимірювання; Б. Г. Міркіна, Ю. Н. Тюрін, С. А. Айвазян, П. Ф. Андрукович − стійкість у моделюванні богатовимірних об'єктів; О. М. Шуригін − в статистиці (дана проблема в статистиці зводиться до проблеми робастності).

У своїй роботах Орлов О. І. стверджує, що "виділення важливих змістовних постановок проблем стійкості не відноситься до компетенції математиків. Початкові задачі повинні ставити, як правило, представники інших наук, звичайно, у співпраці з математиками" [1, с. 13]. Вчений запропонував загальну схему стійкості.

Загальною схемою стійкості називається об'єкт

$$\{\mathrm{X}, \mathrm{U}, d, f, \Theta\}, \tag{1}$$

де X − множина, що називається (інтерпретується) простором початкових даних;

U − множина, що називається простором розв'язків;

d − показник стійкості;

f − невід'ємна функція, яка визначена на підмножинах Y множини U і така, що з $\mathrm{Y}_1 \subseteq \mathrm{Y}_2$ витікає $d(\mathrm{Y}_1) \leq d(\mathrm{Y}_2)$.

Часто $d(\mathrm{Y})$ визначається за допомогою метрики або псевдометрики ρ як діаметр Y:

$$d(\mathrm{Y}) = \sup\left\{\rho(y_1, y_2),\ y_1 \in \mathrm{Y},\ y_2 \in \mathrm{Y}\right\}. \qquad (2)$$

О. І. Орлов визначає модель як однозначне відображення f з X в U. Далі $\Theta = \{G(x, \alpha),\ x \in \mathrm{X},\ \alpha \in \mathrm{A}\}$ – сукупність допустимих коливань, тобто система підмножин множини X така, що кожному $x \in \mathrm{X}$ і кожному α з деякої множини параметрів A відповідає підмножина $G(x, \alpha)$, яка називається множиною допустимих коливань у точці x при значенні параметра, що дорівнює α.

Показником стійкості в точці x при значенні параметра, що дорівнює α, називається число

$$\beta(x, G(x, \alpha)) = d\left(f(G(x, \alpha))\right). \qquad (3)$$

Абсолютним показником стійкості в точці x називається

$$\beta(x, \Theta) = \inf\ \{\beta(x, G(x, \alpha)), \alpha \in \mathrm{A}\}. \qquad (4)$$

Якщо μ – нормована міра на X, визначена на деякій σ-алгебрі множин, що містить множини з однієї точки, відносно якої функція $\beta(x, \Theta)$ передбачається вимірюваною, абсолютним показником стійкості на X на мірі μ називається

$$\gamma(\mu) = \int\limits_{\mathrm{X}} \beta(x, \Theta)\, d\mu. \qquad (5)$$

Максимальним абсолютним показником стійкості називається

$$\gamma = \sup\left\{\beta(x, \Theta),\ x \in \mathrm{X}\right\}. \qquad (6)$$

Визначення. Модель називається ε-стійкою, якщо $\gamma \le \varepsilon$.

О. І. Орлов вважає, що основною проблемою в загальній схемі стійкості є перевірка ε-стійкості даної моделі f відносно даної системи допустимих коливань Θ. У роботі [1] наведено два узагальнення основної проблеми стійкості.

Проблема А. Дано X, U, d, f, Θ. Описати достатньо широкий клас ε-стійких моделей f, або знайти всі ε-стійкі моделі серед моделей, що мають дані властивості, тобто входять у дану множину моделей.

Проблема Б. Дано X, U, d, f, ε. Описати достатньо широкий клас систем допустимих коливань Θ, відносно яких f є ε-стійкою, або знайти всі такі Θ серед систем допустимих коливань, що мають дані властивості, тобто входять у дану множину систем підмножин.

О. І. Орлов вважає, що мова пропонованої ним загальної схеми стійкості дозволяє описувати конкретні задачі теорії стійкості в різних областях дослідження, виділяти основні елементи в них, ставити проблеми А і Б. На даній мові легко формулюються задачі теорії стійкості розв'язків диференціальних рівнянь, теорії робастності статистичних процедур, теорії особливостей диференційованих відображень, проблеми адекватності теорії вимірювання і т. д. [1, с. 15 – 16]. Підкреслимо, що вчений загальну схему стійкості вивчав та доводив не тільки як математичний об'єкт. Стійкість у вимірюваннях він зводить до вимоги інваріантності результату порівняння середніх при будь-якій монотонній заміні шкали.

Він розглядав k-вимірний вектор $X = (x_1, x_2, \dots, x_k) \in R_k$ і функцію $f(X)$ від нього: $f : R_k \to R_1$. Нехай φ – суворо зростаюче перетворення прямої в себе, Φ – сукупність усіх таких перетворень. Якщо позначити $\varphi(X) = (\varphi(x_1), \varphi(x_2), \dots, \varphi(x_k))$, перетворення φ – це і є монотонна заміна шкали. Вимога стійкості результату порівняння середніх двох сукупностей при заміні шкали φ призводить до вимоги: якщо два вектори X_1 і X_2 такі, що $f(X_1) < f(X_2)$, то необхідно $f(\varphi(X_1)) < f(\varphi(X_2))$. У 1973 р. О. І. Орлов довів теорему про медіану, що надає повний опис усіх середніх, результат порівняння яких для всіх сукупностей стійкий відносно будь-якої монотонної заміни шкали [1, с. 94].

Теорема про медіану. Нехай середнє за Коші $f(x_1, x_2, \dots, x_k)$ симетрично залежить від своїх аргументів, пара (f, φ) є стійкою відносно порівняння для будь-якого суворо зростаючого перетворення φ, функція f неперервна на сукупності аргументів. Тоді існує номер $i \in \{1, 2, \dots, k\}$ такий, що $f(X) = x(i)$, де $x(i)$ є i-м членом варіаційного ряду, побудованого на $(x_1, x_2, \dots, x_k)$.

Великою заслугою О. І. Орлова є і те, що він один із перших розглядає проблеми стійкості у вимірюваннях в економіці. Три основні проблеми теорії вимірювання вчений формулює, спираючись на визначення шкали.

Визначення. Емпіричною системою з відношеннями *U* називаються множина емпіричних об'єктів *A* і сукупність відношень на ній $\{P_i, i = \overline{1, m}\}$. Числовою системою з відношеннями □ називається пряма R_1 разом із відношеннями на ній $\{Q_i, i = \overline{1, m}\}$. Шкалою називається упорядкована трійка $\{U, ß, f\}$, де f – гомоморфізм з *U* в □[1, с. 95].

Проблема подання. Відома емпірична система з відношеннями *U*. Чи існує числова система з відношеннями □, в яку можна гомоморфно відобразити *U*?

Проблема єдиності. Описати всі гомоморфні відображення емпіричної системи в числову.

Проблема адекватності. Нехай $\Im = \{f\}$ – сукупність гомоморфізмів емпіричної системи *U* в числову □ Нехай g – відображення, визначене на $\{f(A),\ f \in \Im\}^k, k = 1, 2, \dots$. Які g є адекватними, тобто для яких g рівність $g \circ f_1 = g \circ f_2$ виконана для будь-яких $f_1,\ f_2 \in \Im$?

((Тут $(g \circ f)\ (a_1, a_2, \dots,\ a_k) = g(f(a_1), f(a_2), \dots, f(a_k))$).

Вчений розглядає та розуміє теорію вимірювання як теорію інваріантів відносно допустимих перетворень шкал вимірювання.

При вимірюваннях статистичних величин рекомендують враховувати, що шкала відома лише з точністю до допустимих перетворень.

Розглянемо статистичну структуру

$$\{\Omega,\ \Im,\ \beta\}, \qquad (7)$$

де Ω – простір елементарних подій;

$\Im$ – σ-алгебра в Ω;

β – сімейство мір на вимірюваному просторі $\{\Omega,\ \Im\}$. Як міра Ω розглядають скінчено вимірний лінійний простір (у випадку, коли ми спостерігаємо скінчене число випадкових величин).

Саме в цьому випадку обмежимося:

$$\varpi = (x_1, x_2, \dots, x_k) \in N_k \subseteq R^k \qquad (8)$$

Нехай спостереження виміряні на шкалі групи допустимих перетворень (ГДП) з групою допустимих перетворень Φ і носієм N_k (передбачається, що всі координати ϖ виміряні на одній і тій же шкалі). Розглядається довільна статистика (тобто вимірювану функцію на $\{\Omega, \Im\}$)

$$T = T(\varpi) = T(x_1, x_2, ..., x_k) \tag{9}$$

та її розподіл на фіксованому $P \in \beta$ – розподілі на ймовірнісному просторі. Поряд з T розглядаються статистики $T \circ \varphi,\ \varphi \in \Phi$, що визначені наступним чином:

$$(T \circ \varphi)(\varphi) = T(\varphi(x_1),\ \varphi(x_2), ..., \varphi(x_k)),\ \varpi \in N_k. \tag{10}$$

Розподіл $T \circ \varphi$ є розподілом T при імовірнісній мірі $P \circ \varphi$ на імовірнісному просторі, де $P \circ \varphi$ визначається так:

$$(P \circ \varphi)(A) = P\left(\varphi^{-1}(A)\right). \tag{11}$$

Якщо висновки ґрунтуються на статистиці T, то вимагається, щоб для будь-якої фіксованої ймовірнісної міри $P \in \beta$ розподілу статистик T і $T \circ \varphi$ співпадали при всіх $\varphi \in \Phi$.

Визначення. Статистика T називається адекватною відносно статистичної структури $\{N_k,\ \Im,\ \beta\}$ і ГДП-шкали $\{\Phi,\ N_k\}$ тоді і тільки тоді, коли вона є $\{N_k,\ \Im\}$-виміряною фінкцією і при будь-якому $P \in \beta$ розподіли T і $T \circ \varphi$ співпадають для всіх $\varphi \in \Phi$.

При вимірюваннях у шкалах різниць, відношень, інтервалів адекватними статистиками є відповідно статистики, інваріантні відносно зсувів, відносно зміни масштабного параметра, відносно масштабно-зсувного сімейства перетворень.

Отже, спираючись на наведені математичні доведення, перетворення шкал величин ознак при формуванні узагальнюючого показника якості є допустимими, що забезпечує стійкість даного вимірювання.

Далі для виявлення складних ознак об'єкта рекомендовано використовувати алгоритми обробки даних первинного вимірювання, які завжди потрібно перевіряти на адекватність [3]. Зазвичай вивчається адекватність статистик, середніх величин, відстаней, мір близькості, алгоритмів класифікації.

Наявні доведення адекватності алгоритмів класифікації; основні викладки його подані в роботах [1; 6; 7].

Алгоритм класифікації U переробляє набір n об'єктів $Y_1, Y_2, ..., Y_n$ в розбиття S номерів об'єктів на групи:

$$\mathrm{U} : \mathrm{X} = \left\{ x_i^j,\ i = \overline{1, n},\ j = \overline{1, k} \right\} \rightarrow S. \tag{12}$$

Сукупність початкових даних X виміряна на загальній ГДП-шкалі (N_{kn}, Φ_{kn}). За змістом набори X і $\varphi(\mathrm{X})$, $\varphi \in \Phi_{kn}$ несуть одну і ту ж інформацію. Вимагається, щоб алгоритм U був адекватним відносно шкали (N_{kn}, Φ_{kn}). Перевірку адекватності U рекомендується виконати у два етапи: спочатку знайти сукупність Ψ допустимих перетворень для $\tau(\mathrm{X})$, виходячи із сукупності допустимих перетворень для X, а потім перевірити адекватність $\mathrm{U}(\tau)$ як функції τ відносно сукупності допустимих перетворень Ψ. Зазначається, що при цьому отримуються тільки достатні умови, оскільки сукупність значень $\tau(\mathrm{X})$ при всіх можливих X може бути лише частиною області визначення $\mathrm{U}(\tau)$. Стверджується, що алгоритм $\mathrm{U}(\mathrm{X})$ адекватний відносно шкали (N_{kn}, Φ_{kn}) тоді і тільки тоді, коли відображення $\mathrm{U}(\tau)$ адекватне відносно шкали (B, Ψ), де $\mathrm{B} = (\tau(\mathrm{X}), \mathrm{X} \in N_{kn})$ – сукупність усіх можливих значень $\tau(\mathrm{X})$. Акцентується, що на практиці часто складно описати B, а тому $\mathrm{U}(\tau)$ перевіряють на адекватність відносно підходящої шкали (N, Φ_1), в якій $\mathrm{B} \subset N$, а Ψ є судженням Ψ_1 на B. Тому замість необхідних і достатніх умов виникають достатні.

Математики, які вирішували проблему стійкості класифікації об'єктів, для цього ввели поняття функціонала якості розбиття. Підтвердженням доцільності використання алгоритму Уорда для класифікації об'єктів є висновки, отримані О. І. Орловим у дослідженнях стійкості в задачах класифікації, коли розглядається розбиття S^*, яке мінімізує деякий функціонал якості розбиття:

$$F\left(X,\ S^*\right) = \min_S F(X,\ S). \tag{13}$$

Розбиття S^* не повинне змінюватися при заміні X на $\varphi(\mathrm{X})$. Для цього достатньо виконання наступних умов: для будь-якого розбиття S_1 і S_2 нерівність $F(\mathrm{X}, S_1) < F(\mathrm{X}, S_2)$ виконується тоді і тільки тоді, коли $F(\varphi(\mathrm{X}), S_1) < F(\varphi(\mathrm{X}), S_2)$. Тут виникає проблема стійкості результату порівняння.

Значення $F(\mathrm{X}, S)$ розглядаються як функція X при фіксованому S – як показник "класифікованості" спостережень X відносно розбиття S. У цьому випадку доцільне застосування теорії середніх.

Нехай $F(\mathrm{X}, S) = F(I_1, I_2)$, де I_1 – показник внутрішньокласового розсіювання, I_2 – міра концентрації. Точніше, нехай $g_s\left(\rho(Y_i, Y_j), i \in A_s,\ j \in A_s\right)$ – узагальнене середнє (за А. М. Колмогоровим) попарних відстаней у кластері A_s, а $I_1 = I_1(\mathrm{X}, S) = f_n\left(g_s\left(\rho(Y_i, Y_j), i \in A_s,\ j \in A_s\right), s = \overline{1, p}\right)$ – узагальнене середнє чисел $g_s, s = \overline{1, p}$, де кожне g_s повторюється стільки разів, скільки елементів в A_s, так що I_1 – узагальнене середнє n чисел. Міра концентрації $I_2 = I_2(S)$ залежить тільки від розбиття S, але не від початкових даних X. А. М. Колмогоров запропонував наступний вигляд I_2:

$$I_2(S) = \left\{ \frac{1}{n} \sum_{1 \le i \le n} \left(\frac{k(Y_i)}{n} \right)^r \right\}^{\frac{1}{r}}, \quad r \in R^1, \tag{14}$$

де $k(Y_i)$ – число елементів у кластері, що містить Y_i.

Найкраще розбиття визначається як розв'язок екстремальної задачі

$$I_2(\mathrm{X}, S) \rightarrow \min_s, \qquad I_2(S) \ge c. \tag{15}$$

Задача (15) є окремим випадком задачі (13) при $F(\mathrm{X}, S) = F(I_1, I_2) = I_1 H(I_1)$, де $H(x) = 1$, якщо $x \ge c$ і $H(x) = +\infty$ в іншому випадку. Можна розв'язувати задачу (13) і відносно інших функцій $F(I_1, I_2)$, наприклад:

$$F(I_1, I_2) = \alpha I_1 + \beta I_2^{-1} \tag{16}$$

або $$F(I_1, I_2) = I_1^{\alpha} I_2^{-\beta},\qquad (17)$$

де α і β – деякі додатні константи, які встановлює дослідник, наприклад, $\alpha = \beta = 1$ [6, с. 92 – 93].

Вважається, що алгоритм класифікації $\mathrm{U}(\mathrm{X})$, який ставить набір початкових даних X відповідно до розбиття S^*, що є розв'язком задачі (15), здійснює розбиття множини всіх можливих наборів початкових даних на області, які відповідають визначеним розбиттям об'єктів S, що є розв'язками задачі (10) для всіх елементів областей, пов'язаних з ними і тільки для них. Адекватність U має місце тоді і тільки тоді, коли це розбиття множини всіх можливих наборів початкових даних є адекватним. Для останнього достатньою умовою є стійкість відносно порівняння пари $(I_1(\mathrm{X}, S), \varphi)$, де $\varphi = \{\varphi_{ij}(x) = ax,\ 1 \le i \le j \le n\}$ при будь-якому $a > 0$.

Слід зазначити, що довести адекватність можна лише для деяких алгоритмів класифікації. Але висновки, що одержані за допомогою адекватних алгоритмів, можна вважати надійними [1].

Б. Г. Міркін на теоретико-множинній мові спробував обґрунтувати взаємну узгодженість класичних концепцій вимірювання фізичної величини з "психологічними" концепціями, які стверджують некількісне вимірювання. Він доводить, що геометричні відстані є тим єдиним способом, завдяки якому можна вирішувати різні задачі аналізу якісних ознак [8]. Б. Г. Міркін визначає допустимість перетворення ознаки так: функція $\varphi(x)$ називається функцією допустимих перетворень ознаки $f(a)(a \in A)$, якщо функція $\varphi(f(a))(a \in A)$ задає ту ж ознаку. Зазвичай оцінки f даного показника визначені разом із множиною всіх допустимих перетворень Φ. У цьому випадку говорять, що вимірювання виконані на шкалі типу Φ. Вибір же множини допустимих перетворень Φ пов'язаний з можливістю прогнозування значень інших параметрів об'єкта, що пов'язані з даним показником. Перетворення допустиме, якщо воно не порушує прогнозу. У фізичних величинах це існування формальних співвідношень, що виражають емпіричні й теоретичні закони. При комплексному аналізі ознак необхідний перехід до одного типу даних, числовому або якісному. Зазвичай такий аналіз здійснюється за допомогою зведення всіх ознак до кількісного виразу за рахунок довільного звуження множини допустимих перетворень. Б. Г. Міркін вважає, що коли висновки, отримані на основі "кількісної" обробки даних, збігаються з висновками "якісної" обробки, то можна з більшою впевненістю говорити, що вони дійсно основані на початкових даних, а не на методі їх отримання. Кількісна та якісна обробки розуміються як обробки ознак одного типу, коли кількісні за допомогою допустимих перетворень переходять в якісні і, навпаки, коли якісні перетворюють у кількісні, при цьому застосовуються методи згідно з типом ознак [8].

Отже, стійкість результатів класифікації об'єктів у процедурі вторинного вимірюванню обумовлена як вибором алгоритму Уорда, так і тим, що він реалізується на ознаках-факторах, які виявлені за допомогою факторного аналізу. Стійкість класифікації об'єктів у сукупності слід перевіряти за допомогою дискримінантного аналізу, який має підтверджувати достовірність отриманих груп.

Виявлення складних ознак багатовимірних об'єктів можливе завдяки застосуванню статистичних методів – факторного аналізу, канонічної кореляції. Отже, тут проблеми стійкості зводяться до вирішення проблем стійкості в математичній статистиці.

Причини обмеженості прикладної цінності класичної статистики указувалися ще А. М. Колмогоровим і вони стали очевидними після статті Дж. Тьюкі, який на простому прикладі оцінки центру нормального розподілу показав нестійкість оцінки максимуму правдоподібності до слабкого відхилення щільності розподілу від модельної (розглядався ε-засмічений нормальний розподіл). Оптимізацію розв'язку запропонував П. Хьюбер, який вивів найкращу оцінку центру нормального розподілу при найгіршому симетричному засміченні і назвав її робастною. Л. Д. Мешалкін запропонував сімейство стійких оцінок усіх параметрів багатовимірного нормального розподілу, але цей радикальний розв'язок залишився поза увагою статистиків, які досліджували робастність оцінки одновимірного нормального розподілу. Вчені Прінстонського університету довели, що оцінка Хьюберта нестійка при порушенні симетрії засмічення. Були апробовані й рекомендовані інші оцінки центру, стійкіші ніж просте середнє. Але незважаючи на існування багатьох розробок вченими різних країн, даний напрямок у математичній науці вважається невизначеним. Крім центру нормального розподілу, необхідно надійно оцінювати й інші параметри інших розподілів, але це не можливо робити, використовуючи апарат робастності [5].

Початковою схемою в теорії робастності є ε-засмічений розподіл. А. М. Шуригін розглянув схему серії таких засмічень вибірок [5]. При деяких додаткових асимптотичних припущеннях ним отримані оптимальні оцінки, що не мають вищезазначених недоліків робастних оцінок.

Багатьма вченими доводилась правомірність рекомендацій А. М. Колмогорова використовувати не середнє, а медіану для оцінки центру нормального розподілу в застосуваннях. Дж. Тьюкі зауважував, що при засміченні нормальним розподілом з більшою дисперсією скорочене середнє краще, ніж оцінка максимуму правдоподібності. А. М. Шуригін вважає, що оцінка Хьюберта мінімаксна в демонстраційній моделі Дж. Тьюкі і має невелику користь. У Прінстонському експерименті Ендрюса й інших якість оцінок була покращена. Пропонована серія засмічених вибірок А. М. Шуригіна привела до стійкої оцінки й надала можливість перевершити цей рівень при найгіршому нормальному засміченні, ненабагато поступаючи медіані в значеннях величини квадратичного відхилення оцінки в екстремальній точці при найгіршому довільному засміченні. Засмічення, що розглядав А. М. Шуригін, були найгіршими для медіани і стійкої оцінки, оскільки їх квадратичні відхилення не можуть збільшуватися при зміні відповідного засмічення (квадратичне відхилення медіани від нього взагалі не залежить), а квадратичне відхилення інших оцінок може зростати при таких змінах. Наприклад, квадратичне відхилення середнього може бути зроблене як завгодно великим при "важких хвостах" [5, с. 46].

Оптимізація оцінювання при несиметричному засміченні виконується в припущенні, що це засмічення випадкове і має "симетричний" розподіл у серії вибірок. Розв'язок виявляється незалежним від неоцінюваного параметра ε, якщо припустити, що $\varepsilon^2 \to 0$ повільніше, ніж $\frac{1}{n}$. Розв'язок нестандартної оптимізаційної задачі надає можливості отримати оптимальну (максимінну) оцінку для довільного параметра, який має оцінку максимуму правдоподібності. Непараметрична оптимізація надає медіанні оцінки, які, на думку А. М. Шуригіна, можна вважати "універсальними" оцінками А. М. Колмогорова; вибіркова медіана має високу ефективність при мультиплікативних перешкодах. Параметрична оптимізація "функціонально подібного" засмічення надає оцінки, що їх називають стійкими, й їх можна вважати розв'язком задачі Дж. Тьюкі.

Також А. М. Шуригін вважає, що другим способом розв'язання задачі є оптимізація оцінювання за двома характеристиками: ефективності $eff\,\hat{\Theta}$ та стійкості $stb\,\hat{\Theta}$ оцінки $\hat{\Theta}$. Остання визначається за пропонованою вченим мірою нестійкості. Ця нестійкість додатна (*позитивна*) і досягає мінімуму на оцінці максимальної стійкості, тому міра стійкості будується аналогічно мірі ефективності оцінки. На площині

$\left(eff\ \hat{\Theta}, stb\ \hat{\Theta}\right)$ область можливих оцінок обмежується лінією, яка відповідає умовно оптимальним оцінкам: вони мають найбільшу стійкість при фіксованій ефективності і найбільшу ефективність при фіксованій стійкості. Серед них цікаві компромісні оцінки, в яких значення ефективності й стійкості наближено рівні й близькі до них радикальні оцінки. Радикальні оцінки близькі до стійких (при оцінці центру нормального розподілу вони збігаються), так, що два принципово різних способи оптимізації − максимінний і варіаційний — надають близькі результати, які, на думку А. М. Шуригіна, слід розглядати як позитивну якість отриманого розв'язання. Радикальність оцінки синтезує значення ефективності та стійкості і є зручним показником прикладної корисності оцінки. Проповані вченим два способи оптимізації оцінювання: максимінний, що ґрунтується на імовірнісній моделі для робастних побудов, і варіаційний, в одновимірному випадку надають близькі результати, але для багатовимірних задач розв'язки виявляються різними, і перевагу слід віддати варіаційній оптимізації.

Визначення кількісної міри нестійкості за допомогою інтеграла від квадрату оціночної функції дає оптимізацію за двома характеристиками: ефективності і стійкості. В оцінках, що названі компромісними, поєднуються висока ефективність і стійкість. До компромісних оцінок близькі більш прості радикальні оцінки. Радикальність оцінки − зручна міра її якості, яку пропонує вчений використовувати замість ефективності. Він вважає, що пропоновані оцінки мають особливо великі переваги перед оцінкою максимуму правдоподібності при оцінці центру розподілу, що ускладнена мультиклікативними шумами. Завжди в застосуваннях використовується середнє арифметичне, та воно виявляється найгіршою з оцінок, а найкращою − медіана, і на думку А. М. Шуригіна, ніким не використовується. Слід відмітити, що в пропонованих автором даної статті розробках узагальнюючих показників ознак об'єктів у вимірюваннях в економіці використовувалася медіана, а не середнє, таким чином забезпечувалася стійкість виконуваних обчислень величини [3].

За винятком оцінювання центру розподілу Лапласа, стійкі оцінки близькі до радикальних і компромісних оцінок − максимінний і варіаційний підходи дають близькі розв'язки, що можна вважати за ознаку гарного розв'язання задачі. Але ця близькість не зберігається в багатовимірному випадку.

Візуалізація даних може бути корисною для компактного подання векторів. Редукція багатовимірної задачі до послідовності двохвимірних задач вважається найперспективнішою.

Стійкості факторного розв'язку забезпечуються, поперше, критерієм значимості, який застосовується для кожного факторного розв'язання, як початкового, так і проміжного та кінцевого; по-друге, визначенням коефіцієнта надійності методом максимальної правдоподібності, запропонованим Такером і Левісом. Даний підхід ґрунтується на використанні окремих коефіцієнтів кореляції. Обчислюється коефіцієнт надійності за формулою:

$$rho = \frac{M_o - M_k}{M_o - 1},$$

де M_o − математичне сподівання статистики χ^2 у відсутності впливу факторів, яке ділиться на $\frac{1}{2}n(n-1)$;

M_k − математичне сподівання χ^2 для кінцевого факторного розв'язку, яке ділиться на $\frac{1}{2}\left((n-r)^2 - (n+r)\right)$.

Значення коефіцієнта rho змінюється від 0 до 1, якщо маємо 0, то наявне найгірше узгодження моделі з даними, а якщо 1 − то найкраще.

Рекомендується також перевіряти стійкість факторного розв'язання емпіричними підтвердженнями. Емпіричні підтвердження зростають, якщо: 1) зростає число змінних; 2) зменшується число загальних факторів; 3) зменшуються окремі коефіцієнти кореляції або 4) збільшується коефіцієнт детермінації.

Емпіричний критерій вибіркової адекватності був запропонований Кайзером, який назвав його "мірою вибіркової адекватності" (МВА). Значення МВА обчислюється за формулою:

$$MBA = \frac{\sum\limits_{j \neq k}\sum r_{jk}}{\sum\limits_{j \neq k}\sum r_{jk}^2 + \sum\limits_{j \neq k}\sum q_{ik}^2}$$

де r_{ij} − коефіцієнти кореляції, що спостерігаються;

q_{ij} − елементи кореляційної матриці антиобразів, яка задається виразом:

$$Q = SR^{-1}S,$$

де R^{-1} − обернена кореляційна матриця,

$$S = \left(\mathrm{diag}\, R^{-1}\right)^{\frac{1}{2}}.$$

Значення MBA набуває від 0 до 1. Значення $MBA = 1$ маємо коли всі недіагональні елементи матриці, оберненої до кореляційної Q − нульові, що змістовно пояснює факт − кожна змінна може бути виражена без помилок через решту змінних. Порогові змінні MBA за Кайзером такі: більші, ніж 0,9 − відмінно; більші, ніж 0,8 − добре; більші, ніж 0,7 − середні; більші, ніж 0,6 − посередньо; більші, ніж 0,5 − погано; нижчі, ніж 0,5 − неприйнятно [9].

Проте кінцевий висновок про ступінь емпіричного підтвердження факторної моделі дослідник робить залежно від адекватності розв'язку змісту практичної задачі.

Стійкість розв'язків кластерного аналізу практично забезпечується завдяки методам перевірки достовірності (обґрунтованості) розв'язків; для перевірки та досягнення стійкості рекомендують обчислювати кофенетичні кореляції; тести значимості для ознак, що використовуються при створенні кластерів; виконувати повторні вибірки; тести значимості для незалежних ознак; методів Монте-Карло.

Як і більшість евристичних методів багатовимірного статистичного аналізу дискримінантний аналіз передбачає стійкі розв'язки, якщо чітко виконуються його гіпотези, але реальні дані в економіці мають багато вад з точки зору статистичних вимог і тому окремі гіпотези порушуються, навіть коли початкові дані перевірені інструментами описової статистики (виявлені вади початкових даних не завжди підлягають коректуванню в економіці). Алгоритмом обчислень дискримінантного аналізу передбачаються тести та перевірки значимості отриманих результатів [3]. Застосування дискримінантного аналізу у вимірюваннях в економіці має мету виявлення стійкості класів об'єктів, отриманих у результаті використання кластерного аналізу на основі складних ознак − факторів, що виявили факторним аналізом. На рисунку представлений комплекс математичних методів, які окремо і цілісно підтримують стійкість економіко-математичного моделювання у вимірюванні ознак об'єктів в економіці. Сама логіка використання наведених математичних методів забезпечує подвійний контроль за стійкістю розв'язків.

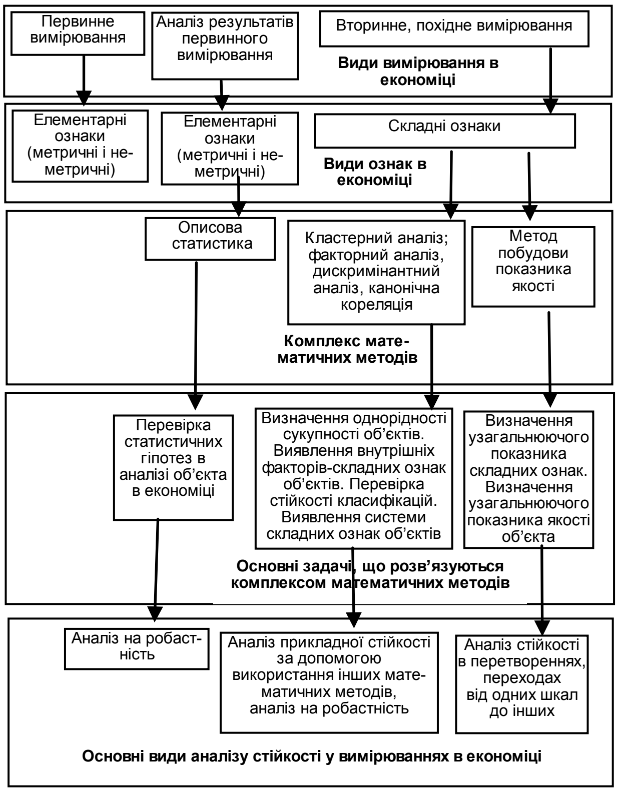

Рис. **Схема основних складових економіко-математичного моделювання у вимірюваннях ознак об'єктів в економіці**

Отже, стійкість результатів вимірювання ознак об'єктів в економіці досягається стійкістю економіко-математичного моделювання, що, у свою чергу, забезпечується евристично та математично, дублюючись у чіткій системі математичних методів.

Література: 1. Орлов А. И. Устойчивость в социально-экономических моделях. – М.: Изд. "Наука", 1979, 296 с. 2. Экономико-математический энциклопедический словарь / Гл. ред. В. И. Данилов-Данильян. – М.: Большая Российская энциклопедия: Изд. дом "ИНФРА-М", 2003. – 688 с. 3. Малярець Л. М. Вимірювання ознак об'єктів в економіці: методологія та практика. Наукове видання. – Харків: Вид. ХНЕУ, 2006. – 384 с. 4. Малярец Л. М. Классификация погрешностей в измерении признаков объекта в экономике // БизнесИнформ. – №10. – Харків: ХНЕУ, 2006. – С. 56 – 62. 5. Шурыгин А. М. Прикладная стохастика: робастность, оценивание, прогноз. – М.: Финансы и статистика, 2000. – 224 с. 6. Айвазян С. А. Классификация многомерных наблюдений. / С. А. Айвазян, З. И. Бежаева, О. В. Староверов. – М.: Изд. "Статистика", 1974. – 240 с. 7. Многомерный статистический анализ в социально-экономических исследованиях. Ученые записки по статистике. Т. XXVI. – М.: Узд. "Наука", 1974. – 416 с. 8. Миркин Б. Г. Проблема группового выбора. – М.: Изд. "Наука", 1974. – 256 с. 9. Олдендерфер М. С. Кластерный анализ. Факторный, дискриминантный и кластерный анализ: Пер. с англ. А. М. Хотинского, С. Б. Королева / М. С. Олдендерфер, Р. К. Блэшфилд; [Под ред. И. С. Енюкова. – М.: Финансы и статистика, 1989. – 216 с.

Стаття надійшла до редакції 15.03.2007 р.

УДК 336.221.4 (477) ***Кармінська-Бєлоброва М. В.***

ПРОБЛЕМНІ ПИТАННЯ РЕФОРМУВАННЯ ПОДАТКОВОЇ СИСТЕМИ УКРАЇНИ

The key problems of tax policy of Ukraine nowadays is forming a tax system oriented on the economy growth. The analysis of the Tax system reformation concept project forecasting the reforms consequences and the expendience of this project application is considered in the article.

Ключовим питанням податкової політики України в сучасних умовах є формування податкової системи, орієнтованої на економічне зростання. Висновки економічної теорії та історичний досвід різних країн показують, що економічному зростанню сприяє така податкова система, яка забезпечує доходи держави, але, по можливості, менше зачіпає ринковий механізм.

Питання вдосконалення оподаткування знаходяться в центрі уваги наукової й громадської думки з часу отримання незалежності України. Особливо сьогодні, в пошуках шляхів виходу з економічної кризи, назріла необхідність податково-бюджетного регулювання в Україні замість проведення суто фіскальної податкової політики. Крім цього, сьогодні на державному рівні визнано гостроту проблеми оподаткування, пов'язаної з надмірністю податкового тягаря. Останній і є однією з причин фінансової нестабільності підприємств, зменшення сукупного попиту та економічної кризи [1; 2].

Чинна податкова система зазнає критики як у наукових колах, так і з боку підприємців, політичних діячів, депутатського корпусу. Однак стає дедалі очевиднішим, що ця критика багато в чому базується на емоційних, поверхневих чинниках економічної дійсності [3, с. 39]. Відсутній глибокий аналіз фінансових зв'язків в економіці, потреб держави у фінансових ресурсах для виконання нею функцій регулювання темпів і пропорцій розвитку економіки, підтримання на належному рівні суспільного добробуту, обороноспроможності, систем державного управління.

Дослідженню окремих питань оподаткування і побудови податкових систем присвячені праці вітчизняних вчених-економістів: В. Л. Андрущенка, С. А. Буковинського, О. Д. Василика, В. М. Геєця, В. І. Грушка, Є. В. Калюги, П. В. Мельника, І. І. Лукінова, Л. І. Нейкової, С. С. Осадця, І. Г. Ткачука, В. В. Шокуна, С. І. Юрія та ін. Віддаючи належне напрацюванням українських вчених, слід відзначити, що багато проблем оподаткування ще не знайшли однозначного трактування. Залишаються дискусійними питання щодо принципів побудови і напрямів реформування податкової системи з урахуванням особливостей трансформаційного періоду [4 – 6]. Значні розбіжності спостерігаються у поглядах вчених-економістів на структуру податкової системи; параметри податкового навантаження на економіку; необхідність диференціації ставок податків; сферу використання податкових пільг, які породжують негативні наслідки в практиці оподаткування. При реформуванні національної податкової системи не в повній мірі враховується досвід реформування податкових систем у розвинутих і постсоціалістичних країнах. У зв'язку з розробкою в деяких постсоціалістичних країнах податкових кодексів, центральною проблемою обговорення стали напрями вдосконалення оподаткування, насамперед, кількісні параметри податкових ставок, пільгове та спрощене оподаткування, загальний рівень податкового тягаря [7, с. 82].