

погоджується з його інтересами та спрямований на досягнення цілей.

**Література:** 1. Автономов В. С. Человек в зеркале экономической теории: очерк истории западной экономической жизни / Рос. Акад. Наук. Институт мировой экономики и международных отношений. — М.: Наука, 1993. — 176 с. 2. Дюркгейм Э. О разделении общественного труда: метод социологии: Пер. с фр. / Изд. подгот. А. Б. Гофман (примеч. В. В. Соколова). — М.: Наука, 1991. — С. 572. 3. Заславская Т. И. Социология экономической жизни: очерк теории / Т. И. Заславская, Р. В. Рывкина; [Отв. ред. А. Г. Аганбеган; АН СССР, Сиб. отд., Инст. экономики и организации пром. произ-ва. — Новосибирск: Наука, Сиб. отд., 1991. — С. 442. 4. Бовыкин В. И. Новый менеджмент. Управление предприятиями на уровне высших стандартов. — М.: Экономика, 1997. — 368 с. 5. Мильнер Б. З. Теория организаций. — М.: Инфра-М, 1998. — 336 с.

Стаття надійшла до редакції  
29.06.2004 р.

УДК 658.14

Тридід О. М.,  
Тижненко Л. О.

## ДО ПРОБЛЕМИ АДЕКВАТНОСТІ ВИЗНАЧЕННЯ ІНТЕГРАЛЬНИХ ПОКАЗНИКІВ СТАНУ ЕКОНОМІЧНОГО ОБ'ЄКТА

*A new method of general indexes calculation is presented. It is based on using the regression analysis for classifying the indexes as stimulators and destimulators. In this process the adequate method of regression coefficients test based on the genetic algorithm of solving the regression equation in the case of multicollinearity is used.*

Стан економічного об'єкта в даний момент характеризується значним числом показників. Врахувати статистичний зв'язок показників та їх вплив на так звані інтегральні показники можна тільки використовуючи багатовимірний статистичний аналіз. Існують два сучасних методи, які найбільш використовуються при розрахунках інтегральних показників. Користуючись експертним методом в тому чи іншому формулюванні, класифікують показники на фактористимулятори і фактори-дестимулятори, які відповідно покращують або погіршують вирішальні показники. У першому методі [1; 2] інтегральний показник стану об'єкта визначається з порівняльного аналізу як таксономічний показник розвитку [3]. У другому [4] роблять усереднення окремо факторів-стимуляторів і окремо факторів-дестимуляторів, використовуючи визначену експертним чином інтенсивність кожного

фактора. В обох методах використовується апріорна інформація стосовно характеру показників, заснована на експертному методі. Але при великій кількості показників досить важко визначити належність показника до того чи іншого класу із-за кореляції факторів. Це породжує помилки неадекватності експертних оцінок, що, в свою чергу, призводить до невірного визначення інтегральних показників. У цій праці пропонується використання багатовимірного регресійного аналізу для класифікації ознак на фактористимулятори і фактори-дестимулятори з наступним розрахунком інтегральних показників у вигляді таксономічних показників розвитку [3], повністю виключаючи експертний метод на цьому етапі.

**Застосування регресійного аналізу.** Наскільки відомо авторам, незважаючи на теоретичну можливість, ідея використовувати багатовимірний регресійний аналіз для класифікації показників на стимулятори і дестимулятори раніше не використовувалась. Дійсно, якщо оголосити досліджувану ознаку залежною змінною і залишити в розрахунковій моделі тільки значущі коефіцієнти регресії, після проведення всіх процедур регресійного аналізу, ми можемо вважати стимуляторами показники з позитивними коефіцієнтами регресії, а дестимуляторами — з негативними. Більш того, абсолютні значення коефіцієнтів можна використовувати для характеристики інтенсивностей показників. Але цьому заважає добре відома проблема мультиколінеарності показників, яка перешкоджає коректному розв'язанню регресійного матричного рівняння і не дозволяє отримати адекватне значення коефіцієнтів регресії. Проблема адекватності ускладнюється тим, що при розгляданні статистично-часових рядів є обов'язкова перевірка на автокореляцію залишків за критерієм Дарбіна – Уотсона [5; 6]. Для цього необхідна матриця зворотна кореляційній. Вона обчислюється з іще більшими помилками, ніж рішення. Це не дозволяє коректно визначити значущість коефіцієнтів регресії, що призводить до принципових помилок при класифікації показників. Незважаючи на те, що перелічені проблеми регресійного аналізу добре відомі, на них порівняно мало звертають увагу. Мабуть, тому, що існуючі пакети прикладних програм (ППП) за статистикою вирішують задачу багатofакторного регресійного аналізу ніби в усіх випадках. Але при наявності мультиколінеарності, а вона є практично завжди, ці PPP дають наближене рішення, яке призводить до невірної оцінки значущості коефіцієнтів. Ця проблема і є основною в роботі.

**Задача регресії в PPP "Statgraphics 3 Plus".** У цьому пакеті існують дві програми вирішення багатofакторної регресії: "Multiple regression" (MR) і "Ridge regression" (RR). Різниця між програмами MR і RR полягає в тому, що в MR розв'язуються безпосередньо матричні рівняння регресії:

а в RR розв'язується регуляризоване, тобто інше рівняння:

$$\theta\beta + A\beta = f. \quad (2)$$

Тут  $A$  — кореляційна матриця,  $f$  — вектор правої частини,  $\beta$  — вектор коефіцієнтів регресії,  $\theta \geq 0$  — деяке число, яке може бути задане користувачем.

У "Statgraphics 3 Plus" це число фігурує у звіті як "Ridge Parameter" і може задаватись після автоматичного підрахунку при  $\theta=0$ . Очевидно, якщо  $\theta \neq 0$ , то рівняння (1) і (2) мають різні рішення, які відрізняються все більше і більше разом з ростом  $\theta$ . Однак в коментарі до програми радимо збільшувати  $\theta$ , доки рішення, а саме коефіцієнти регресії, не перестануть змінюватися. Ми не будемо в цій праці торкатися чисто математичних аспектів розв'язання рівняння (1) в умовах мультиколінеарності, відсилаючи читача до праць [7; 8].

**Коректне рішення задачі регресії.** Відзначимо, що рівняння (2) не обґрунтоване з точки зору існуючих методів розв'язання погано обумовлених рівнянь, і належить користуватись регуляризованим рівнянням Мура – Пенроуза:

$$\theta\beta + A'A\beta = A'f \quad (3)$$

і теоретичними розробками А. Н. Тихонова [9] та М. М. Лаврентьева [10]. При цьому, так зване нормальне рішення рівняння (3) виходить якраз в іншому випадку:  $\theta \rightarrow 0$ . Окрім цього, рівняння (3) повинно розв'язуватися на збіжній системі пробних рішень, таким чином, практично треба знайти збіжний ітераційний алгоритм рішення рівняння (3) і при цьому межове рішення повинне неперервно переходити у рішення при  $\theta = 0$ . Тоді в нас буде впевненість у тому, що

наближене рішення прямує до точного рішення, якщо воно існує, якщо ж ні — то до нормального рішення. Ці нюанси з'ясовані в роботах Тихонова і Лаврентьева. Головним питанням, проте, є сам ітераційний алгоритм, який повинен збігатися. Відомі ітераційні алгоритми, такі, як алгоритм Фридмана і чисельні градієнтні методи, збігаються далеко не завжди. Саме це і викликало створення умовно-коректного методу рішення рівняння (2) замість рівняння (3) в ППП "Statgraphics 3 Plus".

У даній роботі ми розглядаємо генетичний алгоритм рішення рівняння (3), запропонований в роботах [7; 8]. Цей метод надає чисельно-збіжне пробне рішення і задовольняє всім переліченим вимогам. Це дозволяє порівняти наближене рішення програми RR з точним рішенням і з'ясувати в основних рисах, чи можливо застосування ППП "Statgraphics 3 Plus" для економічних досліджень у цій галузі. Для цього ми розглядаємо показник загальної ліквідності підприємства за даними 26 підприємств машинобудування м. Харкова за період 1996 – 2002 рр. При цьому враховано вплив 67 показників (пояснюючих факторів) з обсягом вибірки у 130 вимірів. Велике число пояснюючих факторів (67) було обрано спеціально для того, щоб підвищити точність умовно-коректного рішення програми RR пакета "Statgraphics 3 Plus" (те, що це так, відзначено в коментарі до RR). Задача регресії розв'язувалася двома методами, а саме — коректним методом [7, 8] за допомогою генетичного алгоритму рішення рівняння (3) при  $\theta \rightarrow 0$  і умовно-коректним методом RR. Враховуючи те, що нормальне рішення відоме, легко було знайти оптимальне значення  $\theta$  для розв'язання умовно-коректного рівняння (2)  $\theta_{opt} = 0,001$ . При цьому ми отримаємо практично ідеальну згоду рішень, зображену графічно на рис. 1-а.

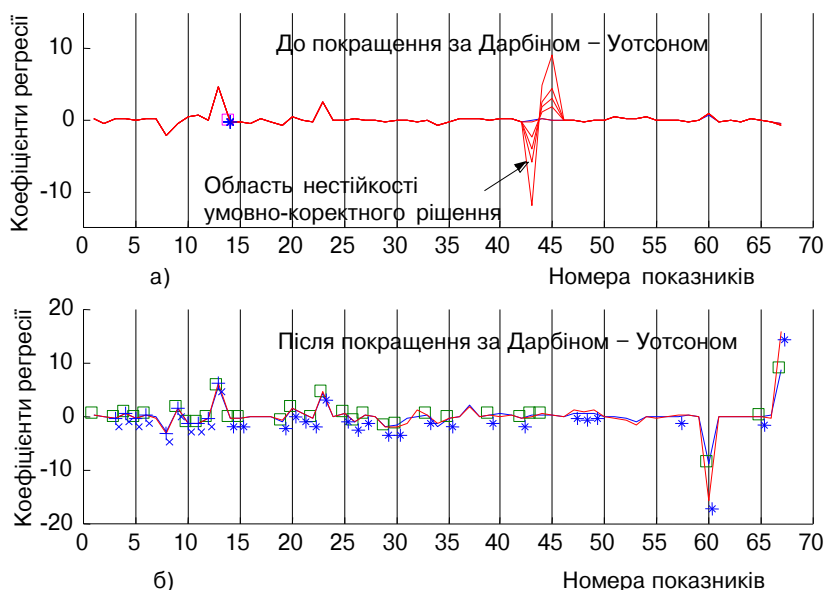


Рис. 1. Коефіцієнти регресії лінійної моделі показника загальної ліквідності підприємства групи машинобудування м. Харкова

Тут і далі коефіцієнти регресії зображені точками, які з'єднані ламаною лінією для наочності. Квадратиками позначаються значущі коефіцієнти регресії коректного рішення, а зірками — коефіцієнти умовно-коректного на 1%-ому рівні по Стюденту. Первісні рішення не тільки практично співпадають, але дають один і той же значущий коефіцієнт регресії ( $\beta_{14}$ ). Обидва рішення дають також одне і те ж значення критерію Дарбіна – Уотсона  $d = 1,2380$ , коефіцієнта детермінації  $R^2 = 0,7485$  і критерію Фішера  $F = 1,9550$  при критичному значенні  $F_{0,01} = 1,71$ . Оскільки  $d$  менше 1,41, це свідчить про наявність сильної автокореляції залишків і про неприпустимість первісного рішення для економічного аналізу.

На рис. 1-б приведені ті ж самі рішення після 6-кратного покращення за критерієм Дарбіна – Уотсона, в результаті чого були відкинуті 10 вимірів. При цьому істотно збільшилось число значущих факторів і значення спостереженого критерію Дарбіна – Уотсона, наблизились до свого оптимального значення ( $d_{\text{опт}} = 2$ ). Для коректного рішення при цьому отримано:  $d = 1,8723$ ,  $R^2 = 0,9201$  і  $F = 5,8447$ . Для умовно-коректного:  $d = 1,9283$ ,  $R^2 = 0,9274$  і  $F = 6,4789$ . За показниками обидва рішення хороші, але тепер вони істотно відрізняються як множиною значущих факторів, так і величиною коефіцієнтів регресії, що особливо сильно виявилось для  $\beta_{60}$  і  $\beta_{67}$ . Коефіцієнти  $\beta_1$ ,  $\beta_{43}$  і  $\beta_{44}$  значущі в коректному рішенні, але незначущі в RR,  $\beta_8$  значущий в RR, але не є значущим в коректному рішенні;  $\beta_{60}$  і  $\beta_{67}$  не змінили своєї значущості, але істотно збільшились за абсолютним значенням в коректному рішенні. Адекватним розв'язком рівняння (1) слід вважати рішення рівняння (3) на збіжній системі пробних рішень, які неперервно переходять в нормальне рішення, якщо  $\theta \rightarrow 0$ . Щоб показати, що умовно коректне RR-рішення не задовольняє основній необхідній умові неперервності при  $\theta \rightarrow 0$ , на рис. 1-а приведені RR-рішення при  $\theta < 0,01$ , саме при  $\theta = (1 \div 5)10^{-5}$ . Ми бачимо область нестійкості рішення, де рішення зростає при  $\theta \rightarrow 0$ . В той же час коректне рішення не змінюється при  $\theta < 0,01$  аж до  $\theta = 0$ . Таким чином, саме математично обґрунтоване ітераційне рішення, запропоновано в [7; 8], дає адекватне розв'язання задачі регресії.

Зробимо висновки. Нами запропоновано метод визначення множини факторів-стимуляторів і факторів-дестимуляторів на основі адекватного рішення задачі багатфакторної регресії, який дозволяє виключити експертний метод розрахунку інтегральних показників. Здійснено аналіз існуючого методу вирішення регресійних задач в ППП "Statgraphics 3 Plus" і виявлено його некоректність при визначенні значущості коефіцієнтів регресії. Показано, що ця некоректність підсилюється при дослідженні статистично-часових рядів.

зано, що ця некоректність підсилюється при дослідженні статистично-часових рядів.

**Література:** 1. Забродский В. А. Региональное управление. Методология и моделирование / В. А. Забродский, Т. С. Клебанова. — Харьков: Основа, 1991. — 95 с. 2. Клебанова Т. С. Методологические аспекты механизма предупреждения дестабилизации функционирования систем // Экономічна кібернетика. — 2000. — №3 – 4. — С. 8 – 13. 3. Плюта В. Сравнительный многомерный анализ в экономических исследованиях. — М.: Статистика, 1980. — 144 с. 4. Иванов Ю. Б. Конкурентоспособность предприятия в условиях формирования рыночной экономики. — Харьков: РИО ХГЭУ, 1997. — 248 с. 5. Себер Дж. Линейный регрессированный анализ. — М.: Мир, 1980. — 452 с. 6. Ферстер Э. Методы корреляционного и регрессионного анализа / Э. Ферстер, Б. Ренц. — М.: Финансы и статистика, 1983. — 304 с. 7. Пономаренко В. С. Генетический метод решения плохо обусловленных уравнений регрессионного анализа в исследовании процессов инвестирования / В. С. Пономаренко, Е. Н. Ястремская // Вісник ХДЕУ. — 2001. — №4 (20). — С. 5 – 11. 8. Тьжненко А. Г. Генетический алгоритм в исследовании стратегического инвестирования / А. Г. Тьжненко, Е. Н. Ястремская // Экономічна кібернетика. — 2001. — №3 – 4. — С. 89 – 95. 9. Тихонов А. Н. Методы решения некорректных задач / Тихонов А. Н., Арсенин В. Я. — М.: Наука, 1986. — 288 с. 10. Лаврентьев М. М. О некоторых некорректных задачах математической физики. — Новосибирск: Изд. Сиб. отдел. АН СССР, 1962. — 68 с.

Стаття надійшла до редакції  
05.07.2004 р.

УДК 331.101.3

Самойленко С. М.

## МОТИВАЦІЯ ЯК ФАКТОР КОНКУРЕНТОСПРОМОЖНОСТІ ПРАЦІВНИКІВ НА ПІДПРИЄМСТВІ

*The place of competitiveness in the system of labour potential at an enterprise is considered. The differentiation of different forms of enterprises by certain technological and socio economic attributes and specificity of work stimulation concerning the certain groups of enterprises is determined.*

В умовах структурно-інноваційної перебудови в Україні реформування механізму мотивації праці, а разом з нею підвищення конкурентоспроможності персоналу підприємств стає об'єктивним і найсуттєвішим завданням. Необхідність підвищення мотивації працівників підприємств, як фактора підвищення конкурентоспроможності трудового колективу, перш за все обумовлена тим, що, з одного боку, ринкові відносини ставлять високі вимоги до кваліфікації, професійної майстерності, відповідальності працівників тощо, а з іншого — в суспільстві відбувається дефор-