

УДК 658.589:664(477)

Н.В. Валінкевич, к.е.н., доц.

Житомирський державний технологічний університет

ПОБУДОВА ОПТИМАЛЬНОЇ МОДЕЛІ ПРОГНОЗУВАННЯ МОДЕРНІЗАЦІЙНИХ ЗРУШЕНЬ У ВИРОБНИЦТВІ ПРОДУКЦІЇ ПІДПРИЄМСТВ ХАРЧОВОЇ ПРОМИСЛОВОСТІ

Сформульовано підхід до створення оптимальної моделі прогнозування організаційно-економічної модернізації підприємств. Окреслено недоліки моделей, побудованих за регресійним та кореляційним аналізом. Описано доцільність прогнозування за методом статистичних рівнянь залежностей та обґрунтовано сферу застосування запропонованої моделі.

Ключові слова: методи та моделі, економіко-математична модель, прогнозування, підприємства харчової промисловості, організаційно-економічна модернізація.

Постановка проблеми. Визначальним різновидом формалізованого знакового моделювання є економіко-математичне моделювання, що здійснюється за допомогою прийомів математики і логіки. Для вивчення того або іншого явища внутрішнього або зовнішнього середовища підприємства будеться його економіко-математична модель. Математична модель є сукупністю співвідношень (нерівностей, рівнянь, формул, логічних умов), що характеризують процес зміни стану системи залежно від її вхідних сигналів, параметрів, початкових умов і часу. Процеси організаційно-економічної модернізації підприємств харчової промисловості відтворюються в конкретних ситуаціях з досить високим рівнем невизначеності. Велика роль нечислової інформації (невизначеність і нечислова природа) у суб'єктів господарювання як на «вході», так і на «виході» процесу прийняття управлінського рішення повинна бути врахована і відображенна під час побудови та аналізу економіко-математичних методів і моделей. Тому, неодмінно складовою економічного аналізу при моделюванні та аналізі головних економічних показників виготовлення продукції підприємствами харчової промисловості є математичні методи і моделі. Застосування математичного моделювання модернізації виробництва продукції дозволяє, по-перше, виокремити і формально описати найбільш визначні, суттєві зв'язки економічних змінних і об'єктів – дослідження будь-якого складного об'єкта припускає високий ступінь абстракції. По-друге, визначимо, що при чітко сформульованих вихідних показниках і співвідношеннях методами дедукції можливо одержувати висновки та результати, еквівалентні досліджуваному об'єкту в тій же мірі, що і виконані передумови. По-третє, оцінити форму і параметри залежностей його змінних, що максимальною мірою відповідні наявним спостереженням, дозволяють індуктивним шляхом отримувати сучасні знання про об'єкт лише методи математики і статистики. Нарешті, по-четверте, точно і компактно викладати положення економічного аналізу, формулювати його поняття і висновки ми можемо лише за умов використання мови математики.

Для обґрунтованого практичного використовування математичних моделей процесу модернізації підприємств і заснованих на них економіко-математичних методів має бути вивчена їх стійкість щодо допустимих відхилень вихідних даних і передумов моделей. Тоді, в результаті вдається відібрать з багатьох моделей найбільш рівнозначну та адекватну, оцінити точність запропонованого управлінського рішення, встановити необхідну точність знаходження параметрів. Саме тому, для підвищення результативності та ефективності процесів модернізації виробництва підприємств харчової промисловості, для забезпечення фінансово-економічної незалежності підприємств нашої країни доцільно застосовувати економіко-математичні методи і моделі, що засновані на адекватних теоретичних підходах з метою їх реального та дієвого впровадження на практиці.

Аналіз результатів останніх досліджень та публікацій. Для підвищення ефективності впровадження процесу організаційно-економічної модернізації підприємств, забезпечення їх економічної незалежності доречно застосовувати економіко-математичні методи і моделі, що засновані на рівнозначних теоретичних підходах. Найбільш влучними нам виявляються дослідження з питань прогнозування, практичного застосування економетрії та економетрики, економіко-математичних методів та прикладних моделей таких видатних вчених, як: О.Б. Бутнік-Сіверського, О.І. Кулинич, В.О. Кульявія, С.І. Наконечного, Т.О. Терещенко, Ю.А. Толбатова, В.В. Федосеєва. Незважаючи на значну кількість досліджень, що присвячені питанням модернізації, можна виділити таких

іноземних авторів, як Штомпка (P.Sztompka), Ростоу (W.Rostow), Спенсер (H.Spencer), Блек (C.Black), Маркс (K.Marx), Инглхарт (R.Inglehart), Вебер (M.Weber), Дюркгейм (E.Durkheim) і Тенніс (F.Tönnies). Серед визначних українських вчених досліджують питання модернізації В.М. Геєць (модернізація в різноманітних площах та ракурсах), Л.І. Федулова (технологічна модернізація промисловості), Д.Ф. Крисанов (інноваційно-технологічна модернізація харчової галузі), Л.В. Дейнеко (інноваційна модернізація харчової промисловості), Л.Л. Лазебник (модернізація національної економіки), Й.М. Петрович (модернізація промислових підприємств). Відомі російські дослідники модернізації: Г.Б. Клейнер (модернізація підприємств), А.В. Бузгалін (модернізація економіки), В.Л. Іноземцев (соціальна та економічна модернізація), С.А. Ерманова (теорія модернізації, соціокультурний аспект), М.І. Лапін (модернізація країни, регіонів), В.Б. Сироткін (проблеми модернізації), Е.С. Балабанова (модернізація підприємств), Л.П. Підйомо (модернізація промислових підприємств).

Незважаючи на абсолютно нові реалії сьогодення, ми розуміємо, що вітчизняна та зарубіжна література містить приклади неоднозначного трактування процесу модернізації підприємств – учень і практики по-різному визначають межі її застосування, часто замінюючи цей термін другорядними синонімами на свій власний розсуд. З'явилася необхідність у проведенні досліджень, націлених на розробку і розвиток стійких економіко-математичних методів і моделей, призначених для раціоналізації, оптимізації, а отже організаційно-економічної модернізації виробництва продукції підприємств харчової промисловості. Таким чином, масштабність зазначених вище виявлених проблемних питань, їх актуальність і зростаюча практична значимість зумовила актуальність даного дослідження.

Мета дослідження зводиться до побудови оптимального алгоритму конструкції моделі прогнозування модернізаційних зрушень у виробництві продукції підприємств харчової промисловості.

Викладення основного матеріалу. Дослідження та формування складної системи взаємозв'язків між економічними показниками потребує застосування методів математичної статистики, які враховують стохастичні зв'язки. Одним із таких методів є кореляційно-регресійний аналіз. Кореляція (від лат. Correlatio – взаємозв'язок) – залежність між величинами, що не має сувороого функціонального характеру, за якої зміна однієї з випадкових величин призводить до зміни математичного очікування іншої. Завданнями кореляційно-регресійного аналізу, як відомо, є відображення статистичного зв'язку у формі рівняння регресії (регресійний аналіз) і вимір щільноти зв'язку (кореляційний аналіз), тобто вимірювання всіх основних параметрів статистичного зв'язку.

Моделлю називають, за переконанням В.О. Кулявця, образ дійсного об'єкта (процесу) в матеріальній чи ідеальній формі (тобто описаний знаковими засобами будь-якою мовою), який відбиває визначальні властивості модельованого об'єкта (процесу) та замінює його за час модельювання. Тому, якщо моделями служать системи знаків або образів, разом з якими задаються правила їх перетворення, то таке модельювання називають формалізованням. А якщо в моделі є тільки система знаків, то таке формалізоване модельювання називають додатково знаковим. Відомо, що найсуттєвішим видом знакового модельювання є математичне модельювання. При використанні математичного модельювання модель постає у вигляді формул, зміна яких робиться на підставі правил математики [2, С. 17].

Економіко-математична модель – це, насамперед, математична модель економічного процесу. Зазначимо, що моделі, які використовуються для прогнозування, називаються прогнозними моделями. Вони мають обов'язково задовільняти такі вимогам:

- 1) виражатися статистичними категоріями, тобто системою показників, таблицями чи системою угруппувань, системою рівнянь, графіками в загальноприйнятіх символах і термінах;
- 2) будуватися на підставі достатньо великої кількості вірогідних даних, щоб яскраво могли проявлятися дійсні взаємозв'язки, тенденції та закономірності;
- 3) для складних енергетичних явищ та процесів реалізовуватися на електронно-обчислювальних машинах за стандартними програмами та допускати можливість використання при аналізі додаткових чинників ознак чи їх вилучення;
- 4) відповідати сучасному етапу розвитку статистичної науки, підлягати перевірці на підставі статистичних критеріїв;
- 5) розширювати межу пізнання, тобто забезпечувати отримання такої інформації, яку іншими засобами отримати неможливо [2, С. 18].

Незалежні змінні економіко-математичної моделі називають пояснюючими [3, С. 85], наперед заданими факторами. За таких умов залежні змінні називають пояснюваними показниками.

У дійсних умовах економічний процес розвивається під впливом багатьох різноманітних факторів. У загальному вигляді економіко-математична модель такого процесу записується на підставі таких наших міркувань – нехай при спостереженнях отримано такі статистичні дані:

$y_1, x_{10}, x_{11}, x_{12}, \dots, x_{1m}$ – на перший момент часу;

$y_2, x_{20}, x_{21}, x_{22}, \dots, x_{2m}$ – на другий момент часу;

.....

$y_n, x_{n0}, x_{n1}, x_{n2}, \dots, x_{nm}$ – на момент часу з номером n .

Тому, введемо фіктивний фактор x_0 , значення якого для усіх моментів часу приймаємо рівним одиниці, тобто $x_{i0} \equiv 1$, де $i = 1, 2, \dots, n$.

Тоді лінійну багатофакторну модель регресії можна записати таким чином:

$$y_i = b_0 x_{i0} + b_1 x_{i1} + b_2 x_{i2} + \dots + b_m x_{im} + \varepsilon_i, \quad (1)$$

де y_i – залежна змінна (показник);

x_j ($j = 1, 2, 3, \dots, m$) – незалежні змінні (фактори);

m – кількість факторів;

b_p – параметри моделі;

ε – стохастична (випадкова) величина.

Відтак, використаємо матричну символіку у вигляді:

$$X = \begin{pmatrix} x_{10} & x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1m} \\ x_{20} & x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2m} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ x_{i0} & x_{i1} & x_{i2} & \dots & x_{im} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot \\ x_{n0} & x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nm} \end{pmatrix}; Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_i \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}; b = \begin{pmatrix} b_0 \\ b_1 \\ \vdots \\ b_j \\ \vdots \\ b_m \end{pmatrix}; \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_i \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix},$$

де X, Y, b, ε – матриця факторів, показника, коефіцієнтів та похибок відповідно.

Тоді рівняння (1) для усіх моментів часу можна подати у вигляді:

$$Y = Xb + \varepsilon, \quad Y^* = Xb, \quad (2)$$

де Y^* – матриця значень показника, отриманих за даними прогнозування;

$\varepsilon = Y - Y^*$ – матриця відхилень.

За методом найменших квадратів, параметри моделі визначаються [2, С. 118; 3, С. 91] виразом:

$$b = X^T X^{-1} X^T Y, \quad (3)$$

де символами T та -1 відповідно позначено операцію транспонування та обертання матриці. Прогнозне значення показника знаходиться за виразом:

$$y_n = X_n^T b, \quad (4)$$

де X_n – матриця прогнозних значень факторів.

Мультиколінеарність у рядах динаміки може привести, на думку В.О. Кулявця, до похибки під час оцінки взаємозв'язку шляхом кореляційно-регресійного аналізу, оскільки при цьому перекручуються дійсна тіснота між рівнями ряду. Велика міра тісноти між рівнями рядів в окремих випадках, на погляд науковця, може мати місце хоч би і за відсутності зв'язку між відповідними явищами. Для цього достатньо стійкої системи в розвитку явищ (які складають регресійну модель), наявності лінійного співвідношення або великого кореляційного зв'язку між двома та більше факторами [2, С. 120]. Наявність автокореляції та мультиколінеарності обтяжує виконання аналізу досліджуваного економічного показника, оскільки це ускладнює процес виділення суттєвих факторів; перекручуються зміст коефіцієнтів при їх економічній інтерпретації; утруднюється визначення коефіцієнтів регресії методом найменших квадратів, оскільки визначник матриці факторів системи нормальних рівнянь має близьке до нуля значення. Тому, перед здійсненням кореляційно-регресійного аналізу багатовимірних часових рядів, варто виявити та відокремити із досліджуваних рядів основну тенденцію та мультиколінеарність. Шляхом оцінки величини коефіцієнтів парної кореляції факторних ознак практично здійснюється виявлення вказаних явищ. Автор визнає, що дві факторні ознаки є мультиколінеарними, якщо їх парний коефіцієнт кореляції за абсолютною величиною більше 0,8 [2, С. 120].

Одним із найбільш простих способів вилучення мультиколінеарності є вилучення з подальшої обробки одного з факторів, що має кореляційну залежність з іншим фактором. Після вилучення одного з корельованих факторів знову перевіряється наявність загальної мультиколінеарності. При цьому, нормована кореляційна матриця R корегується шляхом вилучення з неї елементів r_{ij} для тих i та j , між якими є кореляційний зв'язок. Далі описані операції повторюються, поки не буде відсутня загальна мультиколінеарність.

Якщо мультиколінеарність відсутня, то будується багатофакторна модель регресії, встановлюється її адекватність статистичним даним і перевіряється виконання решти передумов її побудови, після чого цю модель можна використовувати для дослідження даного соціально-економічного процесу.

У попередньому матеріалі статті наголошувалося, що вилучити мультиколінеарність можна шляхом виключення одного із факторів, який має кореляційний зв'язок із рештою факторів. Однак при економічних дослідженнях часто має місце ситуація, коли є взаємна кореляційна залежність між усіма факторами. Крім того, часто фактор, який корелює з іншими факторами, суттєво впливає на показник і його вилучення значно погіршує якість моделі. Тому для побудови багатофакторної моделі регресії використовують метод головних компонентів [3, С. 138], який дає можливість оцінити параметри моделей, до яких входять мультиколінеарні фактори.

За визначенням мультиколінеарності випливає, що між певними факторами емпіричних даних є статистична залежність, тому скалярний добуток між окремими стовпчиками матриці факторів X не дорівнює нулю. Уникнути цього можливо, ми вважаємо, шляхом перетворення множини факторів X на нову множину попарно некорельованих факторів, серед яких перша відповідає максимально можливій дисперсії, а друга максимально можливій дисперсії в просторі, який є ортогональним до першої, третя – максимально можливій дисперсії в просторі, який є ортогональним до перших двох тощо [3, С. 140]. У цьому, акцентуємо, і полягає ідея методу головних компонентів.

Далі, на наше переконання, необхідно перевірити наявність аномальних рівнів, виявлені та вилучити сезонну компоненту. Колектив російських науковців під керівництвом В.В. Федосєєва вважають, що за аномальний рівень приймається [5, С. 148] окрім значення вихідних даних, яке не відповідає потенційним можливостям досліджуваної економічної системи і яке, залишаючись у складі економіко-статистичної інформації, суттєво впливає на значення основних вихідних даних, в тому числі і на відповідну модель. Фундаментом аномальних спостережень можуть бути похибки технічного порядку або похибки первого роду (похибки при агрегуванні та дезагрегуванні показників, під час передачі інформації та з інших технічних причин). Вчені визнають, що похибки первого роду підлягають виявленню і вилученню. Вважається, що аномальні значення можуть утворюватися через дію факторів, які мають об'єктивний характер, але проявляються епізодично, дуже рідко. Тому їх іменують похибками другого роду, вони вилученню не піддають.

З метою виявлення аномальних значень використовують методи, розраховані для статистичних сукупностей. Одним із таких методів є *метод Ірвіна*, який передбачає [4, С. 148] застосування формули:

$$\lambda_i = \frac{|y_i - \bar{y}|}{\sigma_y}, \quad i = 2, 3, \dots, n, \quad (5)$$

де середньоквадратичне відхилення часового ряду σ_y відповідає виразу:

$$\sigma_y = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n-1}}, \quad (6)$$

а вибіркове середнє знаходиться за формулою:

$$\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n}, \quad (7)$$

де n – кількість спостережень (об'єм вибірки).

Отримані значення λ_2, λ_3 тощо порівнюються з табличними (критичними) значеннями критерію Ірвіна λ_a , відповідні значення y_i вважаються аномальними, якщо обчислені значення λ_i більші табличних [4, С. 149].

Значення критерію Ірвіна для рівня значущості $\alpha = 0,05$ наведені в таблиці 1.

Таблиця 1

Критичні значення Ірвіна для рівня значущості $\alpha = 0,05^*$

n	2	3	10	20	30	50	100
λ_a	2,8	2,3	1,5	1,3	1,2	1,1	1,0

*Джерело: взято із [4, С.149]

Обов'язково необхідно далі визначити причини їх появи за умов виявлення аномальних значень.

Науковці визнають, що якщо точно встановлено, що вони викликані похибками первого роду, то ці аномальні значення видаються або їх заміною простою середньою арифметичною двох сусідніх рівнів ряду, або заміною аномальних значень відповідними значеннями за кривою, що апроксимує цей показник [4, С. 149].

Наступним нашим кроком буде виявлення та вилучення сезонної компоненти. Тому, з метою виявлення та вилучення сезонної компоненти, використаємо [4, С. 171] ітераційний метод Четверикова, який є найбільш поширеним.

За цим методом, на першому етапі значення показника згладжується ковзною середньою з періодом $m = 5$ за формулою вигляду:

$$y_{1i3} = \frac{0,5y_{i-T/2} + y_{i-T/2+1} + \dots + y_{i+T/2+1} + 0,5y_{i+T/2}}{T}, \quad (8)$$

де T – період коливань сезонної компоненти.

Видно, що при цьому $\frac{T-1}{2}$ значень з обох кінців статистичних даних втрачаються, їх необхідно відновити або екстраполяцією вирівняного ряду або за формулами:

– для перших значень:

$$y_{1i3} = \frac{5y_1 + 2y_2 - y_3}{6}; \quad (9)$$

– для останніх значень:

$$y_{n3} = \frac{5y_n + 2y_{n-1} - y_{n-2}}{6}. \quad (10)$$

Далі обчислюється перше відхилення вихідних значень від згладжених за виразом:

$$l_{1i} = y_i - y_{1i3}. \quad (11)$$

На другому етапі знаходиться середньоквадратичне відхилення σ_{ly} :

$$\sigma_{1k} = \sqrt{\frac{\sum_i^T l_{1i}^2 - \left(\sum_{i=1}^T l_{1i}\right)^2}{T-1}}. \quad (12)$$

На середньоквадратичне відхилення діляться окрім місячні (квартальні) відхилення:

$$l_{1i}^* = \frac{l_{1i}}{\sigma_{kk}}. \quad (13)$$

На третьому етапі із нормованих таким чином відхилень знаходиться попередня середня сезонна хвиля:

$$v_{1i} = \frac{\sum_{i=1}^j l_{1i}^*}{j}, \quad (14)$$

де $j = \frac{n}{T}$.

На четвертому етапі середня попередня сезонна хвиля множиться на відхилення кожного року (кварталу) і результат вилучається із вихідного ряду:

$$u_{1i} = y_i - v_{1i}\sigma_{1k}. \quad (15)$$

На п'ятому етапі отримані таким чином значення показника без середньої попередньої сезонної хвилі знову згладжуються ковзною середньою (для місячних даних використовується від п'яти до семи рівнів залежно від інтенсивності незначних кон'юнктурних коливань і тривалості більш крупних). Внаслідок будемо мати друге відхилення вихідних значень від згладжених за виразом:

$$l_{2i} = y_i - y_{2i3}. \quad (16)$$

Наступним кроком необхідно попередньо відібрати модель. Для попереднього вибору моделей використаємо [4, С. 195] метод характеристик середніх приростів, який є найбільш універсальним і забезпечує вибір моделей із широкого класу функцій. За цим методом послідовність значень показника згладжується методом простої ковзної середньої за виразом:

$$y_3 = \frac{y_{i-1} + y_i + y_{i+1}}{3}. \quad (17)$$

Відповідно до характеристик зміни середніх приростів та вказаної низки похідних послідовностей обирається вид моделі регресії для моделювання економічних явищ, при цьому використовуються дані таблиці 2.

Таблиця 2

Дані для попереднього вибору моделей*

Послідовність, що аналізується	Характер зміни величин з номером послідовності	Вид моделі регресії	Формула моделі
1	2	3	4
Перший середній приріст U_i^C	Приблизно однакові	Поліном першого порядку (пряма)	$y_t^* = a_0 + a_1 t$
Перший середній приріст U_i^C	Змінюються лінійно	Поліном другого порядку (парабола)	$y_t^* = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$
Другий середній приріст U_i^C	Змінюються лінійно	Поліном третього степеню (кубічна парабола)	$y_t^* = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3$
U_i^C / y_i	Приблизно однакові	Проста експонента	$y_t^* = a_0 a_1^t$

Закінчення табл. 2

1	2	3	4
$\log U_i^C$	Змінюються лінійно	Модифікована експонента	$y_t^* = k + a_0 a_1^t$
$\log (U_i^C / y_i)$	Змінюються лінійно	Крива Гомперця	$y_t^* = k a_0^{a_1^t}$
$\log (U_i^C / y_i)^2$	Змінюються лінійно	Логістична крива	$y_t^* = \frac{k}{1 + a_0 a_1^{-t}}$

*Джерело: доповнено автором на основі [4, С. 196]

Економетричні моделі, за спостереженням О.І. Кулинич, побудовані на підставі регресійного та кореляційного аналізу, мають багато недоліків. Автор визначає серед вад таке:

1) «...тлумачення результатів регресійного аналізу зумовлено розумінням змісту параметрів рівнянь регресії, отриманих методом найменших квадратів. Так, у рівнянні однофакторного лінійного зв'язку коефіцієнт регресії Y на X визначає середню зміну величини показника при зміні значення фактора на одну одиницю. Це не завжди можливо здійснити. Наприклад, під час аналізу залежності продуктивності праці від впливу рівня технічної підготовки працівників та їх стажу роботи (за річними даними) важко витлумачити висновок про те, наскільки зміниться рівень продуктивності праці при зміні рівня технічної підготовки працівників, якщо стаж їх роботи залишити незмінним» [1, С. 21]. Завдання значно ускладнюється для нелінійних моделей. Наприклад, при дослідженні об'єму випуску продукції даним підприємством від часу на підставі простої експоненти $y_x = kb_0^{b_1^x}$ або логістичної кривої

$y_x = \frac{k}{1 + b_0 b_1^{-x}}$ дати економічний зміст коефіцієнта регресії майже неможливо. Отже, *не завжди можна дати економічне тлумачення коефіцієнта регресії моделей*;

2) «...вільний член рівняння регресії повинен відображати усереднений вплив усіх неврахованих факторів» [1, С. 21]. Але, в деяких випадках він не має економічного змісту - коли його значення є від'ємним. Так, наприклад, коли досліжується залежність рівня заробітної платні (показник Y) від кількості відпрацьованих годин (фактор X), то при $X = 0$ рівень заробітної платні дорівнює величині вільного члена регресії, чого практично не може бути. Отже, *вільний член регресії в багатьох випадках не має економічного змісту*;

3) «...при визначенні параметрів багатофакторної регресії методом найменших квадратів необхідно з великою осторогою вибирати фактори, оскільки велика їх кількість ускладнює дійсну залежність між показником та факторами, а неправомірне вилучення деяких факторів виключає адекватність моделі емпіричним даним» [1, С. 21]. *Таким чином, при побудові регресійної моделі, є утруднення у виборі факторів;*

4) далі, позначимо, що методом найменших квадратів необхідно обчислити параметри регресії нелінійної моделі та звести її до лінійної;

5) «...умовою правильного застосування регресійного та кореляційного аналізу при вивчені взаємозв'язків між соціально-економічними явищами є наявність нормального розподілу сукупності, який спостерігається тільки в тому випадку, коли на цей взаємозв'язок діє багато випадкових, незалежних або ж слабо залежних факторів, які відіграють в загальному підсумку переважну роль» [1, С. 21]. Тому регресійні моделі не завжди можна використовувати через порушення нормального розподілу соціально-економічних явищ сукупності та наявності мультиколінеарності. Часто окремі фактори, що суттєво впливають на значення показника, необхідно вилучати під час побудови моделі через наявність мультиколінеарності, що погіршує адекватність побудованої моделі емпіричним даним, або виконувати достатньо складні обчислення для отримання головних компонент;

6) однією з передумов побудови моделі регресії є наявність гомоскедастичності, що в реальних умовах не завжди має місце. Наявність же гетероскедастичності викликає необхідність виконання достатньо складних математичних перетворень статистичної сукупності;

7) будувати модель регресії для дослідження впливу факторів на результати господарської діяльності можна тільки тоді, якщо значення факторів не є випадковими величинами. Водночас внаслідок економічної діяльності на переважну більшість факторів, що залучаються до побудови моделі, впливає значна кількість інших випадкових факторів. Результатом випадкового характеру факторів є неможливість визначення вірогідності отриманих результатів прогнозування. Тому в багатьох випадках модель регресії не можна використовувати, оскільки фактори є випадковими величинами або застосовувати складні вирази для їх перетворення на підставі методу інструментальних змінних;

8) після побудови моделі та встановлення її адекватності статистичним даним обов'язково необхідно перевіряти виконання передумов її побудови.

Таким чином, активізація модернізації підприємств промисловості вимагає застосування сучасних наукових методів управління, вирішення різних завдань його раціональної організації. Ми вважаємо, що універсальний процес математизації наукових знань, який формується на основі використання прийомів і методів економіко-математичного моделювання, може бути представлений як один із перспективних напрямків його розвитку. Визначимо, що практичне використання кореляційного та регресійного аналізу для дослідження впливу факторів на результати господарської діяльності призводить до певних ускладнень. Саме тому ми вважаємо, що для вивчення та визначення взаємозв'язків між факторами та результатами господарської діяльності підприємств харчової промисловості найбільш доцільним для практичного застосування є, певна річ, метод статистичних рівнянь залежностей, який був розроблений та запропонований для використання доктором економічних наук, професором Омеляном Івановичем Кулиничем у 1982 р.

Висновки та перспективи подальших досліджень. Можна констатувати, що в сучасних умовах господарювання для забезпечення сталого економічного розвитку суб'єктів господарювання з метою модернізації підприємств харчової промисловості варто інтенсивно застосовувати математичні методи і моделі. З'явилася необхідність у проведенні досліджень, націлених на розробку і впровадження стійких економіко-математичних моделей підприємств харчової промисловості, які призначенні для модернізаційних зрушень у виробництві продукції підприємств. Актуальність розробки такої моделі обумовлена необхідністю прогнозування економічного ефекту від реалізації запланованої організаційно-економічної модернізації. Отже, сформульована авторська концепція алгоритму побудови економіко-математичної моделі модернізації виробництва продукції підприємств харчової промисловості надалі є теоретичним підґрунтям у розробці ефективних стратегій (сценарію) впровадження організаційно-економічної модернізації на даних підприємствах.

Список використаної літератури:

1. Кулинич О.І. Економетрія : навч. посібник / О.І. Кулинич. – Хмельницький : Поділля, 2003. – 215 с.
2. Кулівець В.О. Прогнозування соціально-економічних процесів : навч. посібник для студентів екон. спеціальн. виш. навч. закл / В.О. Кулівець. – К. : Кондор, 2009. – 194 с.
3. Наконечний С.І. Економетрія : підручник / С.І. Наконечний, Т.О. Терещенко, Т.П. Романюк. – Вид. 2-ге, допов. та перероб. – К. : КНЕУ, 2000. – 286 с.
4. Толбатов Ю.А. Економетрика : підручник для студентів економ. спеціал. виш. навч. закл. / Ю.А. Толбатов. – К. : Четверта хвиля, 1997. – 320 с.
5. Экономико-математические методы и прикладные модели : учеб. пособие для вузов ; под ред. В.В. Федосеева. – М. : ЮНІТИ, 1999. – 331 с.

ВАЛІНКЕВИЧ Наталія Василівна – кандидат економічних наук, доцент, професор кафедри економіки підприємства Житомирського державного технологічного університету.

Наукові інтереси:

– економіка та управління підприємствами;
– потенціал, розвиток та модернізація підприємств.
Тел.: (067)812-32-34.
E-mail: natali1573@ukr.net.

Стаття надійшла до редакції 28.03.2014