



Рис.2 – Матрица определения состояния стратегии диверсификации

Предлагаемый подход к разделению стратегии диверсификации позволяет более четко определять состояние предприятия на внешних рынках, что способствует принятию адекватного управленческого решения по изменению направления диверсификации в зависимости от ситуации, складывающейся на зарубежных рынках.

1. Ансофф И. Стратегическое управление. – М.: Экономика, 1989.
2. Маркова В.Д., Кузнецова С.А. Стратегический менеджмент. – М.: ИНФРА-М, 2002.
3. Портер М. Международная конкуренция. – М.: Прогресс, 1993.

Получено 23.10.2002

УДК 69.003

Г.І.КИЗИЛОВ

Харківська державна академія міського господарства

ВИБІР МОДЕЛЕЙ ДЛЯ ПРОГНОЗУВАННЯ КРЕДИТОРСЬКОЇ ЗАБОРГОВАНІСТІ БУДІВЕЛЬНОГО ПІДПРИЄМСТВА

Порівнюються результати прогнозування за регресійними і ARIMA-моделлями, визначаються помилки прогнозів.

У прогнозуванні часових рядів поширені два класи моделей: стаціонарні й нестаціонарні. Стаціонарні моделі базуються на припущенні, що процес залишається у рівновазі відносно постійного середнього рівня. Часовий ряд є стаціонарним, тобто механізм, що його породжує,

не змінюється в часі, а відповідний процес досяг статистичної рівноваги, якщо відповідає таким вимогам:

1) математичне сподівання і дисперсія ряду постійні з плином часу:

2) коваріація між будь-якими двома членами ряду залежить тільки від відстані в часі між спостереженнями, тобто від різниці між її номерами.

До стаціонарних належать моделі, що описують авторегресійний процес порядку p ($AP(p)$). У такій моделі поточне значення процесу виражається як кінцева лінійна сукупність попередніх значень процесу та імпульсу a_t :

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \dots + \phi_p x_{t-p} + a_t, \quad (1)$$

де $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ – параметри регресії x_t на попередні значення; a_t – реалізація випадкових величин з фіксованим розподілом, що звичайно припускається нормальним, із середнім значенням, що дорівнює нулю, а також дисперсією σ_a^2 . Така послідовність випадкових величин $a_t, a_{t-1}, a_{t-2}, \dots$ називається білим шумом.

На відміну від прогнозу на підставі класичної регресійної моделі, де в якості прогнозного значення використовується значення функції регресії за даними пояснювальних змінних і ігноруються значення випадкових залишків, у прогнозі, що ґрунтується на стаціонарних часових моделях, використовуються взаємозалежність і прогноз самих випадкових залишків. Таким чином, авторегресійний процес може формулюватись як зважена сума теперішніх і минулих значень білого шуму. Якщо процес авторегресії першого порядку $AP(1)$, то $a_t = \alpha a_{t-1} + e_t$, де α – коефіцієнт, що не перевищує за абсолютною величиною одиницю ($|\alpha| < 1$); e_t – послідовність випадкових величин, що створюють білий шум. Математичне сподівання $E[e_t] = 0$, а величина дисперсії σ_0^2 не залежить від t . Моделі другого типу відображають процес ковзкої середньої порядку q ($KC(q)$). Такий процес описується рівнянням

$$x_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}, \quad (2)$$

де $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ – вага помилки a .

Більшість часових рядів, що відображають процеси в економіці, мають нестационарний характер. Нестационарність рядів питомої ваги

кредиторської заборгованості підтвердилась за допомогою критерію Аббе.

Нестационарний процес Дж. Бокс і Г.Дженкінс відобразили за допомогою ARIMA-процесу – авторегресійного процесу (AR) порядку p з ковзким середнім (MA) поточних і попередніх значень випадкових величин порядку q . У цілому процес описується моделлю АРПКС(p, d, q), в якій d – порядок різниць, що беруться з історичного ряду x_t для досягнення його стаціонарності, тобто моделлю авторегресії – проінтегрованої ковзкої середньої.

Узагальнена форма моделі АРПКС (p, d, q) має вигляд нестационарного оператора

$$\varphi(B)x_t = \phi(B)\nabla^d x_t = \theta_0 + \theta(B)a_t,$$

де $\varphi(B) = \nabla^d \phi(B)$ – узагальнений оператор авторегресії, для якого d коренів рівняння $\varphi(B) = 0$ дорівнюють одиниці; ∇^d – оператор різниць порядку d із зсувом назад, $\nabla x_t = x_t - x_{t-1} = (1 - B)x_t$; B – оператор зсуву назад, $Bx_t = x_{t-1}$; $\phi(B)$ – оператор авторегресії. Припускається, що цей оператор стаціонарний, тобто, корені $\phi(B) = 0$ лежать зовні одиничного кола; $\theta(B)$ – оператор ковзкого середнього. Припускається, що він зворотний, тобто корені $\theta(B) = 0$ лежать зовні одиничного кола.

Відомо, що поточні значення x_t процесу можна відобразити за трьома формами:

- через попередні значення x_t і поточні та попередні значення a .
- Це досягається за допомогою рівняння різниць;
- тільки через поточні й попередні імпульси a_{t-j} ;
- тільки через зважену суму попередніх значень x_{t-j} процесу і поточний імпульс a_t .

Проте Дж. Бокс і Г.Дженкінс у свої працях вказували на переваги першої форми моделі АРПКС (p, d, q): “Для многих целей и, в частности, для вычисления прогнозов ... разностное уравнение является наиболее удобным описанием модели” [2]. Таким чином, узагальнююча модель використовується у вигляді

$$w_t = \phi_1 w_{t-1} + \dots + \phi_p w_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}, \quad (3)$$

де $w_t = x_t - x_{t-1}$.

Процедура ідентифікації та оцінювання ARIMA-моделей складається з випробування класу моделей, які пізніше будуть ефективно підганятись і перевірятись. Щоб ідентифікувати підклас моделей із загального сімейства моделей АРПКС, спочатку визначають кінцеву різницю від x_t стільки разів, скільки необхідно, щоб забезпечити стаціонарність. Для ідентифікації результативного процесу використовують автокореляційну функцію, за допомогою якої знаходять початкові оцінки параметрів для ітеративних процедур.

За результатами ідентифікації і діагностичної перевірки адекватними було визнано процес АРПКС (1, 1, 1). На цій підставі для прогнозування кредиторської заборгованості підприємства ХБУ-541 на різні такти часу l розроблено формулу

$$\left. \begin{aligned} \hat{x}_t(1) &= x_t - 0,870 w_t + 0,6773 a_t \\ \hat{x}_t(l) &= \hat{x}_t(l-1) - 0,870 w_t(l-1), \quad l \geq 2 \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

Альтернативою ARIMA-моделі у прогнозуванні можуть стати регресійні моделі, незважаючи на те, що в наукових працях зустрічаються застереження щодо використання їх у вирішенні задач інтерполяції чи екстраполяції [1].

У процесі дослідження тенденції часових рядів було розроблено моделі часового ряду кредиторської заборгованості у вигляді поліному третього степеня (див. формулу (5)) і у вигляді комбінації поліному та гармонічних компонент ряду залишків (див. формулу (6)):

$$x_t = 0,5701 + 0,0489t - 0,00395t^2 + 0,0001t^3; \quad (5)$$

$$x_t = 0,5701 + 0,0489t - 0,00395t^2 + 0,0001t^3 + \sum \Gamma, \quad (6)$$

де $\sum \Gamma$ – сума гармонічних компонент:

$$\sum \Gamma = \sum_{j=0}^q \left(A_j \sin \frac{2\pi jt}{16} + B_j \cos \frac{2\pi jt}{16} \right); \quad q - \text{кількість гармонік } (q=8);$$

j – порядковий номер гармоніки.

Аналіз помилок прогнозів показує, що більш придатними слід вважати моделі 4 і 6. Прирости кредиторської заборгованості за цими моделями характеризуються меншим значенням U -статистики Тейла, ніж за моделлю 5.

Про високу якість обох моделей свідчать також низькі значення абсолютної відносної помилки (див. таблицю). Проте більш якісним є

прогноз за регресійною моделлю з гармонічними компонентами: його абсолютна відносна помилка дорівнює 3,7%, а коефіцієнт Тейла – 0,83 (тобто найменший).

Порівняльна оцінка якості прогнозів

Моделі	Абсолютна відносна помилка, %	U-статистика Тейла
Регресійна	4,5	0,96
Регресійна з гармонікою	3,7	0,83
АРПКС (1, 1, 1)	4,7	0,88

Прогнозування за ARIMA-моделлями вважається надзвичайно популярним. Але це складний метод. Його результати значною мірою залежать від кваліфікації користувача. Крім того, він потребує великої вибірки статистичної інформації. Дж. Бокс і Г.Дженкінс у своїх працях застерігали, що для одержання корисних оцінок автокореляційної функції потрібно не менше п'ятдесяти спостережень, а це в умовах становлення ринкової економіки України поки що не завжди можливо.

1. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика и основы эконометрики: Учебник для вузов. – М.: ЮНИТИ, 1998. – 1022 с.

2. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление: Вып.1: Пер. с англ. – М.: Мир, 1974. – 406 с.

Отримано 22.10.2002

УДК 332.14 : 330.14

Л.В.ЛЕВЧЕНКО

Полтавський національний технічний університет ім. Юрія Кондратюка

ВПЛИВ ЕКОНОМІЧНОЇ ПОЛІТИКИ РЕГІОНУ НА АМОРТИЗАЦІЙНУ ПОЛІТИКУ ПІДПРИЄМСТВА

Розглядається механізм формування амортизаційної політики підприємства з урахуванням регіональних важелів впливу.

Закономірне визначення ефективності господарювання прямо залежить від раціонального розміщення як основного, так і оборотного капіталу в регіонах України.

За умов трансформації соціально-економічних відносин підприємствам бракує оборотних коштів, їх основні засоби суттєво зношені і потребують оновлення (табл.1). Процес зносу основних засобів є об'єктивним. Тому предмет даного дослідження є закономірним в економічній науці. Перш за все, слід врахувати те, що оновлення основних засобів можливе за рахунок як власних, так і залучених джерел фінансування. Як свідчать наявні дані, в країнах з розвинутою ринко-