Корнієнко Т.В. Щодо одного підходу до прогнозування процентних зобов'язань комерційного банку / Т.В. Корнієнко // Вісник Української академії банківської справи. - 2003. - N 1. - С. 68 – 72.

УДК 336:717

***Т.В. Корнієнко**, Сумська філія ТОВ КБ “Володимирський”*

ЩОДО ОДНОГО ПІДХОДУ ДО ПРОГНОЗУВАННЯ ПРОЦЕНТНИХ ЗОБОВ’ЯЗАНЬ КОМЕРЦІЙНОГО БАНКУ

Значні за обсягами дорогі зобов’язання можуть негативно вразити прибутковість фінансової установи, тому важливо прогнозувати зміни величини процентних зобов’язань. У статті запропонований підхід до прогнозування суми процентних зобов’язань з використанням мультиплікативної стохастичної моделі динаміки ресурсу.

Ключові слова: прогнозування, аналіз часових рядів, процентні зобов’язання, стохастична модель.

Істотною характеристикою сучасного етапу становлення банківської системи України є реальна конкуренція між банками за залучення коштів клієнтів. Це вимагає від банків вміння швидко визначати попит на банківські продукти, управляти процесом формування їхньої вартості, своєчасно отримувати прогнози та оцінки руху грошових коштів і, в кінцевому підсумку, знаходити оптимальну фінансову стратегію.

Для маневрування ціновим механізмом необхідно розраховувати собівартість банківських послуг і знати фактори, які на неї впливають. Від обсягів та складу процентних зобов’язань, які складають основу ресурсної бази банку, безпосередньо залежать як витратність операцій, так і можливості проведення активних операцій, що відображає комплексний характер проблем, які стоять перед банківським менеджментом. Керівництво банківської установи повинно володіти як оперативною інформацією, так і прогнозами щодо тенденцій змін залишків за рахунками клієнтів. Ігнорування проблеми пошуку інструментарію управління ресурсами банку і відсутність системи, що дозволяє таке управління підтримувати, приводить не тільки до втрати важливої управлінської інформації, але й до прямих фінансових збитків.

Мультиплікативна стохастична модель динаміки ресурсу

Одна з найскладніших проблем систем управління – передбачити майбутнє і віднайти ефективні рішення в умовах невизначеності. Інструментом мінімізації невизначеності є прогнозування.

У наш час, очевидно, найбільш простим і дієвим інструментом прогнозування стохастичних величин з вираженою тенденцією є аналіз часових рядів. Існує цілий ряд методик аналізу часових рядів [1, 2, 4, 5], але вони спираються на один і той же постулат: всі фактори, що визначають поведінку досліджуваного показника в часі, вже вплинули на нього у попередніх періодах і тому достатньо знайти функцію поведінки показника у минулому для встановлення можливих змін значень показника у майбутньому.

При прогнозуванні на основі екстраполяції тренду вважають, що виділити дію кожного фактора окремо на досліджуваний процес неможливо, тому рівні часових рядів відображають дію багатьох факторів. Принципова можливість екстраполяції грунтується на припущенні, що умови, які визначали тенденцію у минулому, не зазнають істотних змін у майбутньому.

При прогнозуванні на основі часових рядів необхідно вирішувати питання про те, яким повинен бути ряд, що обирається для прогнозування. Очевидно, що коли період ряду надто короткий, можна не виявити тенденцію його розвитку. З іншого боку, надто довгий часовий ряд може охоплювати періоди з різними трендами і його опис за допомогою однієї моделі не дасть позитивних результатів. У такій ситуації, наприклад, в [5, с. 213], рекомендують скоротити ряд, відкинувши найбільш ранні рівні, які належать до періоду з іншою тенденцією. Оскільки тренди рядів динаміки відображаються багатьма функціями, існує велика можливість їх вибору для знаходження значень прогнозу.

На сьогоднішній день дискусійним залишається питання про результативність використання трендових моделей для прогнозування економічних показників в умовах нестабільної економіки. На думку автора, відповідь на це питання можна знайти шляхом дослідження прийнятності та ефективності використання різних моделей, вибір яких залежить, з одного боку, від специфіки роботи конкретного банку, з іншого – від досвіду та інтуїції дослідника. Особливої уваги при цьому потребує вибір часових інтервалів та довжини ряду, на основі якого будується модель.

Розглянемо підхід на основі мультиплікативної стохастичної моделі динаміки фінансового ресурсу [3, с. 152-164] для прогнозування величини процентних зобов’язань. Стохастична модель передбачає, що як вихідні дані розглядаються ймовірнісні розподіли показників.

В основі моделі, що досліджується, лежить припущення про можливість відстежувати обсяги ресурсу через дискретні рівновіддалені проміжки часу t.
В рамках моделі термін “ресурс” будемо використовувати для позначення процентних зобов’язань банку.

Позначимо через x_t обсяг ресурсу в момент часу t, відповідно, x_0 – обсяг в початковий момент часу ($x_0>0$). Припустимо, що перехід обсягу ресурсу $x_{i-1}>0$ в момент часу $t=i-1$, до ресурсу обсягом $x_i>0$, що відповідає моменту часу $t=i$, описується співвідношенням

$$x_i = \alpha_i \cdot x_{i-1}, \qquad (1)$$

де $\alpha_i > 0$ – додатний коефіцієнт елементарного переходу від x_{i-1} до x_i, $i = 1,...,n,...$ Із співвідношення (1) витікає формула

$$x_n = x_0 \cdot \prod_{i=1}^{n} \alpha_i, \qquad (2)$$

де $x_0 > 0$, $x_n > 0$, $\alpha_i > 0$, $i=1:n$.

Ця формула може бути інтерпретована як мультиплікативна модель динаміки ресурсу на дискретному відрізку часу *[0, n]*.

Якщо значення $\alpha_1,...,\alpha_n$ коефіцієнтів елементарних переходів, що спостерігаються, розглядати як значення відповідних випадкових величин $\tilde{\alpha}_1,...,\tilde{\alpha}_n$, то формула (2) дає наступну модель динаміки ресурсу на дискретному відрізку часу *[0, n]*:

$$\tilde{x}_n = x_0 \cdot \prod_{i=1}^{n} \tilde{\alpha}_i,$$

де $\tilde{x}_n$ – випадкове значення величини ресурсу в момент часу $t=n$.

Припустимо, що всі випадкові коефіцієнти елементарних переходів незалежні, і кожний з цих коефіцієнтів має логарифмічно нормальний розподіл: $\tilde{\alpha}_i \in Ln(\mu_i, \sigma_i^2)$, де μ_i, σ_i^2 – параметри логарифмічно нормально розподіленої випадкової величини $\tilde{\alpha}_i$. Інакше кажучи, передбачається, що натуральний логарифм $ln\,\tilde{\alpha}_i$ випадкової величини $\tilde{\alpha}_i$ має нормальний розподіл з математичним сподіванням $Mln\,\tilde{\alpha}_i = \mu_i$ і з дисперсією $Dln\,\tilde{\alpha}_i = \sigma_i^2$ $(ln\,\tilde{\alpha}_i \in N(\mu_i, \sigma_i^2))$.

Якщо всі незалежні випадкові величини $\tilde{\alpha}_i$, $i=1...n$, мають один і той же логарифмічно нормальний розподіл з параметрами μ, σ^2 $(\tilde{\alpha}_i \in Ln(\mu, \sigma^2))$, то вирази для прогнозного значення

$$\bar{x}_n = x_0 \cdot exp\left(n\mu + \frac{n\sigma^2}{2}\right) \qquad (3)$$

величини ресурсу на момент часу $t=n$ і для міри точності (стандартного відхилення) цього прогнозу.

$$s_n = x_0 \cdot \left[exp(2n\mu + 2n\sigma^2) - exp(2n\mu + n\sigma^2)\right]^{1/2} \qquad (4)$$

Припущення про те, що коефіцієнти елементарного переходу $\tilde{\alpha}_i$ є випадковими величинами, які мають один і той же логарифмічно нормальний розподіл з параметрами μ, σ^2 $(\tilde{\alpha}_i \in Ln(\mu, \sigma^2))$, обумовлює справедливість прогнозів, отриманих на основі мультиплікативної стохастичної моделі протягом обмеженого часового періоду, що характеризується незмінністю умов. Звідси витікає завдання розробки методів оперативного і ефективного визначення моменту зміни факторів, що впливають на динаміку ресурсу (моменту зміни значень μ, σ^2). Вона може бути вирішена шляхом моніторингу (постійного відстежування) значень математичного сподівання $m_i = M\tilde{\alpha}(i)$ і дисперсії $s_i^2 = D\tilde{\alpha}(i)$ випадкових коефіцієнтів елементарного переходу $\tilde{\alpha}(i)$, $i=1...n,...$.

Значення m_i визначає очікувану зміну ресурсу при переході від моменту часу $t=i+1$ до наступного моменту часу $t=i$: якщо $m_i < 1$ ($m_i > 1$), то можна очікувати зменшення (збільшення) ресурсу, а якщо $m_i = 1$, то істотних змін величини ресурсу не очікується. Дисперсія s_i^2 визначає ступінь невизначеності очікуваної величини ресурсу і може служити в цьому сенсі оцінкою ризику фінансово-економічних операцій, що орієнтуються на очікувану величину ресурсу.

Використаємо наступну схему оцінювання параметрів μ, σ^2. Нехай ми спостерігаємо ряд послідовних значень $x_0, x_1,...,x_k$ величини процентних зобов'язань. Враховуючи, що всі ці значення додатні, розраховуємо ряд значень $\alpha_1,...,\alpha_k$ коефіцієнтів елементарного переходу: $\alpha_i = x_i / x_{i-1}$, $i=1:k$. Згідно з нашою моделлю, ряд значень $\ln \alpha_i$, $i=1:k$ можна розглядати як просту випадкову вибірку обсягу k із генеральної сукупності, що описується нормальним розподілом з математичним сподіванням μ і з дисперсією σ^2. Тому надійною, незміщеною і ефективною оцінкою для параметра μ служить вибіркове математичне сподівання

$$\bar{\mu} = \frac{1}{k}\sum_{i=1}^{k} ln\,\alpha_i, \qquad (5)$$

а надійною і незміщеною оцінкою для параметра σ^2 – виправлена вибіркова дисперсія

$$\bar{\sigma}^2 = \frac{1}{k}\sum_{i=1}^{k} [ln\,\alpha_i - \bar{\mu}]^2. \qquad (6)$$

Тепер, підставивши у формули (3), (4) оцінки $\bar{\mu}$, $\bar{\sigma}^2$ параметрів μ, σ^2, відповідно, отримуємо емпіричні формули для прогнозної величини $\breve{x}_n$ процентних зобов'язань на момент часу $t=n$ і для стандартного відхилення $\breve{s}_n$ цього прогнозу:

$$\breve{x}_n = x_0 \cdot exp\left[n\left(\bar{\mu} + \frac{\sigma^2}{2}\right)\right], \qquad (7)$$

$$\breve{s}_n = x_0 \cdot \left\{exp\left[n(\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2)\right] - exp\left[(2\bar{\mu} + \bar{\sigma}^2)\right]\right\}^{1/2}. \qquad (8)$$

Слід підкреслити, що оскільки в даній моделі здійснюється лише "пасивне" відстеження змін під дією поточних тенденцій і умов, то значення прогнозних величин $\breve{x}_n$ та $\breve{s}_n$ будуть справедливі при незмінності цих умов, тобто протягом деякого обмеженого періоду. Для моніторингу математичного очікування (тренду) та дисперсії можуть використовуватись відповідно ковзна середня та ковзна дисперсія.

Використання моделі

Дослідимо можливість використання мультиплікативної стохастичної моделі динаміки ресурсу для прогнозування процентних зобов'язань одного з комерційних банків України. Оскільки інформація щодо роботи банку носить конфіденційний характер, перетворимо всі його показники в умовні, що, втім, не позначиться на характеристиках динаміки та висновках.

Вихідна інформація включає дані про обсяги процентних зобов'язань банку. Інформація представлена за місячними балансами і охоплює період з липня 2000 р. по грудень 2001 р. (табл. 1).

Таблиця 1

Динаміка процентних зобов'язань

Дата	Процентні зобов\`язання (на дату, тис. грн.)	Дата	Процентні зобов'язання (на дату, тис. грн.)
07.2000	6520,69	04.2001	10004,06
08.2000	6872,58	05.2001	10635,46
09.2000	7461,85	06.2001	10937,41
10.2000	7489,35	07.2001	11162,14
11.2000	8285,42	08.2001	12317,36
12.2000	8800,11	09.2001	14046,56
01.2001	8985,24	10.2001	14233,89
02.2001	9564,17	11.2001	14329,75
03.2001	9570,85	12.2001	14533,53

Аналіз динаміки процентних зобов'язань банку свідчить, що вони не є стаціонарними, тобто параметри розподілу ймовірностей змінюються з часом. Розподіли ймовірностей змін процентних зобов'язань також не є стаціонарними, тому що абсолютна величина зміни змінюється в міру того, як змінюються процентні зобов'язання. Однак відносний розмір змін зазвичай не залежить від рівня зобов'язань. Як вказують [4, с. 190], [3, с. 153] відносні зміни мають логарифмічно нормальний розподіл, тобто, в рамках нашої моделі ми припускаємо, що логарифми відносних змін (коефіцієнтів елементарних переходів) процентних зобов'язань мають нормальний розподіл. Це дає підстави для побудови прогнозів на основі мультиплікативної стохастичної моделі динаміки ресурсу.

Вибіркове математичне очікування та вибіркова дисперсія за нашими даними відповідно становили: $\bar{\mu} = 0{,}47$, $\bar{\sigma}^2 = 0{,}002$. Перевірка відповідності розподілу логарифмів коефіцієнтів елементарних переходів нормальному розподілу ймовірностей, здійснена з використанням вибіркових характеристик асиметрії, ексцесу та їхніх середньоквадратичних відхилень [5, с. 198] підтвердила цю гіпотезу на 5 %-му рівні значущості.

Для характеристики точності моделі скористаємося показником середньої відносної помилки апроксимації, яка розраховується за формулою:

$$\bar{\varepsilon}_{відн} = /\varepsilon_i/ : \breve{x}_n \ 100\ \%,$$

де ε_i – відхилення фактичного значення від прогнозного.

Для нашої моделі $\bar{\varepsilon}_{відн} = 49{,}35:17 = 2{,}9\ (\%)$. Отримане значення середньої відносної помилки свідчить про достатньо високий рівень точності побудованої моделі.

Побудуємо інтервальний прогноз шляхом розрахунку довірчого інтервалу, в якому з ймовірністю 80 % можна очікувати появи фактичного значення прогнозної суми процентних зобов'язань.

Спочатку визначимо період упередження, на який будується прогноз. Слід зауважити, що оптимальна довжина періоду упередження визначається з урахуванням статистичної мінливості даних на основі змістовного судження про стабільність явища. Як правило, ця тривалість не перевищує третини об'єму даних [1, 2]. Здійснимо прогноз на 6 майбутніх періодів.

Стандартна (середня квадратична) помилка оцінки прогнозного показника $S_{\breve{x}}$ визначається за формулою [5, с. 210]:

$$S_{\breve{x}} = \sqrt{\frac{\sum (x_t - \breve{x}_t)^2}{n - m}},$$

де x_t – фактична сума;

$\breve{x}_t$ – прогнозна сума;

n – кількість спостережень у вихідному ряді;

m – число параметрів моделі $(m=2)$.

Формула для розрахунку довірчих інтервалів прогнозу має наступний вигляд:

$$U_x = \breve{x}_{n+L} \pm t_\alpha S_{\breve{x}},$$

де L – період упередження;

$\breve{x}_{n+L}$ – точковий прогноз по моделі на $(n+L)$-й момент часу;

t_α – коефіцієнт, обчислений за допомогою t-критерію Ст'юдента.

Прогнозні суми процентних зобов'язань для майбутніх шести періодів, верхня та нижня межі довірчого інтервалу прогнозу, представлені в табл. 2.

Таблиця 2

Прогноз величини процентних зобов'язань та довірчий інтервал прогнозу

Дата	*t*	*L*	Прогнозна сума	Нижня межа	Верхня межа
01.2002	18	1	15443,98	14584,75	16303,22
02.2002	19	2	16201,79	15254,80	17148,78
03.2002	20	3	16996,78	15939,39	18054,17
04.2002	21	4	17830,78	16640,83	19020,73
05.2002	22	5	18705,70	17361,95	20049,44
06.2002	23	6	19623,55	18105,81	21141,30

Оскільки модель, на основі якої здійснювався прогноз, визнана адекватною, то з прийнятим рівнем значущості 0,20, іншими словами, з довірчою ймовірністю 0,80 (або 80 %) можна стверджувати, що при збереженні закономірностей розвитку, що склалися, прогнозна величина попаде в інтервал, утворений нижньою та верхньою межами.

В результаті проведеного дослідження побудована модель, яка адекватно описує зміни величини процентних зобов'язань з часом. Використовуючи результати дослідження, банк має можливість прогнозувати та планувати свою роботу по залученню клієнтів, витрати, пов'язані з цими операціями, а також розглядати варіанти прибуткового розміщення коштів.

Запропонована модель може бути використана як для побудови прогнозів залучених коштів в цілому, так і за видами, наприклад, депозитів до запитання, стабільної частини депозитів тощо.

Список літератури

1. Єлейко Я.І., Єлейко О.І., Раєвський К.Є. Інвестиції, ризик, прогноз. – Львів: Львівський банківський інститут НБУ, 2000. – 176 с.
2. Єріна А.М. Статистичне моделювання та прогнозування: Навч. посібник. – К.: КНЕУ, 2001. – 170 с.
3. Конюховский П.В. Микроэкономическое моделирование банковской деятельности. – СПб.: Питер, 2001. – 224 с.
4. Уотшем Т.Дж, Паррамоу К. Количественные методы в финансах: Учеб. пособие для вузов: Пер. с англ. – М.: Финансы, ЮНИТИ, 1999. – 527 с.
5. Экономико-математические методы и прикладные модели: Учеб. пособие для вузов / В.В. Федосеев, А.Н. Гармаш, Д.М. Дайитбегов и др.; Под ред. В.В. Федосеева. – М.: ЮНИТИ, 1999. – 391 с.

Summary

The necessity of forecasting in banking is stressed. Projection by extrapolation is the most effective method to predicate economic dynamics. As an example, the author use multiplicative stochastic model for forecasting the paid liabilities of the bank.