

ЗАСТОСУВАННЯ ІМІТАЦІЙНОГО МОДЕЛЮВАННЯ ДЛЯ ПРОГНОЗУВАННЯ ПАРАМЕТРІВ СИСТЕМИ ПІСЛЯДИПЛОМНОЇ ОСВІТИ

Огнивенко С.Л.,

Київський національний торговельно-економічний університет

Бурхливий розвиток науково-технічного прогресу привів до значних змін у людському житті. Швидкі зміни техніки й технологій, та гуманізація суспільних відносин привели до того, що фахівці вимушені протягом усього свого життя постійно оволодівати новими знаннями.

Для забезпечення конкурентної здатності держави на світовому рівні необхідно створити потужну та гнучку систему післядипломної дистанційної освіти (СПДО). При створенні СПДО в країні потрібно вивчити річну потребу в післядипломній освіті. Задача ця складна тому, що на неї впливає ряд соціальних чинників, які до цього часу не вдається математично описати. Крім того, вищевказані чинники носять ймовірних характер. В [1] створена модель прогнозування попиту на навчальні послуги, яка використовує метод імітаційного моделювання (за допомогою метода Монте-Карло). Вона застосовує дві випадкові величин:

- A – випадкова величина кількості випускників вузів, яка задається за допомогою гістограми функції щільності;
- B – випадкова величина часу між зверненнями до системи післядипломної освіти (задається аналогічно A).

Дослідження цих статистичних величин показав, що вони не підкоряються жодному з відомих теоретичних законів розподілення випадкових величин. Тому, для збільшення достовірності результатів, при імітаційному моделюванні процесу виникнення потреби в післядипломній освіті, в [1] було розроблено датчик випадкових чисел, розподілених за любим законом розподілу (задається гістограмою функції щільності). Випадкова величина задається двома масивами $L(l_1, l_2, \dots, l_{m+1})$ та $P(p_1, p_2, \dots, p_m)$, де m - кількість інтервалів випадкової величини, l_j - початок j -го інтервалу, p_j - значення емпіричної функції щільності в j -му інтервалі.

Для моделювання випадкової величини, що задана таким чином, відрізок подрібнюється на m частин пропорційно площинам фігур гістограми на j -му відрізьку. Межу такого розбиття (K_j) можна визначити за рекурентним співвідношенням:

$$K_1 = \frac{p_1(l_2 - l_1)}{\sum_{i=1}^m p_i(l_{i+1} - l_i)}$$

$$K_j = K_{j-1} + \frac{p_j(l_{j+1} - l_j)}{\sum_{i=1}^m p_i(l_{i+1} - l_i)}; \quad j = \overline{2, m}$$

Виробляється чергове значення випадкового числа ξ_1 , що рівномірно розподілене в інтервалі $(0,1)$. Відомим методом випробувань за жеребкуванням [2,3,4] визначаємо, до якого j -го інтервалу воно потрапило ($K_j < \xi_1 \leq K_{j+1}$).

Враховуючи, що всередині кожного інтервалу випадкова величина, яка моделюється, розподілена рівномірно, знаходимо чергове її значення (X_i) за формулою:

$$X_i = l_j + \xi_2(l_{j+1} - l_j),$$

де ξ_2 – чергове значення випадкової величини, рівномірно розподіленої в інтервалі $(0,1)$.

Запропонований датчик має такі переваги:

- не накладає жодних обмежень на інтервали розбиття та допускає розбиття на нерівномірні інтервали, на відміну від уже відомих датчиків, які генерують випадкові числа за законами, що задаються гістограмою інтегральної функції щільності розподілу з однаково ймовірним розбиттям на інтервали;
- його застосування спрощує процес формування початкової інформації через відсутність необхідності зведення наявних випадкових величин до якогось відомого закону розподілу;
- дозволяє уникнути огріхів при апроксимації випадкових величин теоретичними законами розподілу;

- дозволяє працювати з обрізаними гістограмами, тобто з їх частинами.

Обов'язковим етапом будь-якого моделювання є оцінка адекватності моделі. Даний етап сам по собі є складним і дуже важливим завданням тому, що дослідження системи на неадекватній моделі втрачає сенс. Тільки адекватна логічна чи математична модель відображає відповідну систему, процес чи явище із визначеним ступенем достовірності. Логічні елементи такої моделі мають відповідати процесам, що протікають у реальному житті, а математичний апарат достатньо добре описувати всі особливості функціонування системи. Вихідні дані моделі за наявності відповідної вхідної інформації повинні якомога точніше описувати всі характерні особливості системи, що досліджується.

Зазвичай, при доведенні адекватності моделі реальним показникам застосовують метод порівняння реальних даних і даних, які отримано за результатами моделювання. Тобто вихідна інформація для моделювання повинна повністю відповідати реальній статистиці річної потреби послуг дистанційної освіти. Подібне моделювання при незмінних початкових показниках проводять не для вивчення об'єкта моделювання (в таких випадках його можна вивчати без застосування імітаційних процедур), а саме для того, щоб дати оцінку адекватності розробленої моделі. Якщо адекватність буде доведена у точках реально існуючих статистичних показників потреби в СПДО, то можна буде розпочати дослідження функціонування системи за таких початкових умов, які ще не зустрічалися на практиці, або не застосовувалися.

Для доведення адекватності застосовується оцінка належності двох випадкових величин до однієї генеральної сукупності, як це прийнято в математичній статистиці. Розглянемо дві вибірки випадкових величин (одна отримана шляхом моделювання річної потреби в СПДО для одного окремо взятого медичного фаху, друга здобута із реальних показників потреби в СПДО за реальною статистикою підвищення кваліфікації анестезіологів і реаніматологів за період з 1990 по 2000 р.) і доведемо, що вони належать до однієї генеральної сукупності, тобто мають ідентичні статистичні

характеристики. Таким чином буде математично строго доведено адекватність імітаційної моделі реальному процесу.

Адекватність моделі перевірялася на реальних показниках післядипломної освіти медичних працівників через те, що саме ця галузь має найкращу систему планового підвищення кваліфікації спеціалістів, яка майже повністю збереглася. Ясно, що наш алгоритм є інваріантним стосовно галузі навчання.

Розроблена математична модель не накладає будь-яких вимог до закону розподілу величини, яка моделюється, тому в результаті моделювання можна отримати випадкові величини, що мають різні закони розподілу. Для оцінки адекватності такого моделювання застосовується U -критерій Уїлксона, Манна й Уїтні [4]. Обраний критерій є ранговим і не накладає жодних вимог стосовно законів розподілу для статистичних вибірок, що досліджуються.

U -статистики для кожної вибірки визначаються такими співвідношеннями:

$$U_A = m*n + m(m+1)/2 - R_A,$$

$$U_B = m*n + n(n+1)/2 - R_B,$$

де R_A – сумарний ранг вибірки, що належить до випадкової величини A ;

R_B – сумарний ранг вибірки, що належить до випадкової величини B ;

m – сумарна кількість елементів, що належать до випадкової величини A ;

n – сумарна кількість елементів, що належать до випадкової величини B .

Визначається шукана U -статистика:

$$U = \min(U_A, U_B).$$

Обчислюється значення нормованої та центрованої випадкової величини Z , яка розподілена за нормальним законом:

$$Z = \frac{\left| U - \frac{m*n}{2} \right|}{\sqrt{\frac{m*n*(m+n+1)}{12}}},$$

де $m*n/2$ – математичне очікування статистики U ,

$m*n*(m+n+1)/12$ – дисперсія статистики U .

Далі обирається рівень значущості α , який означає, що у $\alpha\%$ випадків буде відхилена вірна “нуль-гіпотеза” належності даних двох вибірок одній генеральній сукупності, тобто серед пар вибірок, що не пройшли перевірку “нуль-гіпотези”, буде $\alpha\%$ пар, котрі належать до генеральної сукупності.

Як виявилось, доцільно оперувати зі значеннями, які лежать у межах $\alpha = 0,01 \div 0,05$.

Імовірність того, що гіпотеза не буде відхилена навіть за умови її хибності, залежить від істинного значення математичного очікування генеральної сукупності.

У зв'язку з цим, для вирішення питання щодо адекватності моделі нам необхідно довести, що наші вибірки мають однакові статистичні характеристики, тобто їх функції розподілу співпадають на всій множині визначення, а математичні очікування рівнозначні. Таким чином, ми маємо справу із так званим двостороннім U -критерієм.

Із таблиць стандартного нормального розподілу [4, 5] для заданого рівня значення α визначаємо табличне значення (Z табличне) для двостороннього критерію.

Якщо розраховане значення $Z \leq Z_{\text{ТАБЛ}}$, то “нуль-гіпотеза” належності двох даних вибірок (реальних показників потреби в СПДО та змодельованих даних) одній генеральній сукупності підтверджується на рівні значущості α .

Висновки:

Проведені нами дослідження довели, що розроблена імітаційна модель процесу виникнення потреби в СПДО є адекватною тому процесу, який існує в реальному житті. Це доводилось шляхом установлення належності одній генеральній сукупності двох вибірок:

- вибірка змодельованої кількості річної потреби в СПДО, для одного, окремо взятого, медичного фаху;

- реальна статистика, цієї спеціальності, взята за період з 1990 до 2000 р.

За допомогою критерію Уїлксона з високим рівнем достовірності доведено, що дані вибірки належать до однієї генеральної сукупності, тобто мають однакові статистичні

характеристики (їх функції розподілу співпадають на всій області визначення, а математичні очікування рівнозначні).

З математичної точки зору це є строгим доказом адекватності розробленої моделі процесам, які існують у реальному житті. Це, у свою чергу, визначає ступінь довіри до результатів, які отримані при створенні імітаційної моделі потреби у СПДО.

Список використаних джерел

1. Огнивенко С.Л. Дослідження попиту на післядипломну освіту методами статистичних випробувань // Вісник КНТЕУ. – № 6. – 2001. – С.55 – 58.
2. Кузьмин И.В. Основы моделирования сложных систем. – К.: Вища шк., 1981.–339 с.
3. Мартин Ф. Моделирование на вычислительных машинах. – М.: Сов. радио, 1972. – 492 с.
4. Закс Л. Статистическое оценивание. – М.: Статистика, 1979. – 600 с.
5. Клейн Дж. Статистические методы в имитационном моделировании. В 2-х томах. – М.: Статистика, 1978. – Т.1. – 222 с.; Т.2. – 336 с.

ПРОБЛЕМИ РОЗВИТКУ УКРАЇНСЬКОГО СЕГМЕНТУ ЕЛЕКТРОННОЇ КОМЕРЦІЇ

Пономаренко Л.А.,

Київський національний торговельно-економічний університет

Минуло лише кілька років від того, як на теренах СНД розпочався новий процес – процес засвоєння простору електронної комерції. І якщо до 1998 – початку 1999 року Інтернет був місцем ентузіастів і людей романтично захоплених новими можливостями і технологіями, то від середини 1999 року більшість підприємств-користувачів Інтернет масово розпочали спроби заробляти гроші.

З'являється все більша кількість різноманітних проектів. Одним із найпопулярніших бізнес-проектів в Інтернет стало створення Інтернет-магазину, або реалізація рівня “business-to-consumer” електронної комерції – продажу товарів та послуг приватним особам (на Інтернет-слензі – модель В2С). Це було обумовлено стрімкими темпами розвитку подібних проектів на Заході. А також тим, що дана модель електронної комерції інтуїтивно найбільш зрозуміла більшості підприємців на пострадянському просторі. За своєю сутністю – це реалізація схеми звичайного торговельного підприємства із застосуванням новітніх інформаційних технологій.