

УДК 378:519.856.3

Перхун Л.П., к.пед.н., доцент,
ДВНЗ «Українська академія банківської справи»
Перхун О.В.,
ПАТ «Суміхімпром»

МОДЕЛЮВАННЯ ПОПИТУ НА ОСВІТНІ ПОСЛУГИ

Анотація. У статті наведено модель оцінки попиту на освітні послуги через оцінювання перспективності спеціальності. Інструментом моделювання обрано байсівський аналіз.

Ключові слова: перспективність спеціальності, ймовірність, бінарна характеристика, вагові коефіцієнти.

Постановка проблеми. В Указі Президента України Про Стратегію державної кадрової політики на 2012-2020 роки одним із першочергових завдань визначено прогнозування потреби у підготовці кваліфікованих робітничих кадрів та фахівців з вищою освітою в усіх сферах забезпечення життєдіяльності держави. Це актуалізує проблему побудови адекватної прогнозної моделі, яка б дозволяла досліджувати зміни попиту на освітні послуги з боку існуючої економічної системи (роботодавців) як послуги на підготовку фахівців певного профілю та рівня кваліфікації.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Освітні послуги як об'єкт дослідження не є новими як для вітчизняних, так і для зарубіжних науковців. Основні напрями застосування математичних моделей для опису і дослідження перспектив розвитку освітніх послуг узагальнено у таблицю 1.

Звичайно, таблицю 1 можна доповнювати і розширювати, однак слід відмітити, що на сьогодні більшість побудованих моделей щодо ринку освітніх послуг або обмежена рамками одного ВНЗ (певного напрямку підготовки тощо), або побудована на основі ретроспективних даних і не враховує кількісні потреби економіки в розрізі різних професій та кваліфікаційних рівнів. Це призводить до того, що частина випускників професійної школи отримує професію, яка не є перспективною та затребуваною на ринку праці.

Попит на освітні послуги як об'єкт моделювання

Напрямок моделювання	Автори
Рейтингове оцінювання та управління якістю освітніх послуг	Н.В. Жигоцька
Довгострокове пільгове освітнє кредитування	Г.В. Пашенко
Прогнозування попиту на навчальні послуги: - післядипломної системи освіти; - вищого навчального закладу; - у системі профосвіти регіону	С.Л. Рзаєва; Т.Ю. Огаренко, В.М. Московкін, Н.Є. Білаль, Н.Є. Сулсйман; С.Ю. Алашеев, Т.Г. Кутейніцина, Н.Ю. Посталюк;
Прогнозування розвитку ринку освітніх послуг на короткострокову перспективу	Г.В. Мамонтова, О.А. Карлюк
Прогнозування попиту на послуги праці в загальноосвітніх навчальних закладах	В.В. Лаговський

Метою статті є розробка математичної моделі оцінювання попиту на освітні послуги з боку існуючої економічної системи (роботодавців) як послуги на підготовку фахівців певного профілю та рівня кваліфікації в розрізі спеціальностей.

Виклад основного матеріалу дослідження. У подальшому для спрощення викладу будемо говорити, що ми оцінюємо перспективність тієї чи іншої спеціальності, а розуміти, що оцінюється попит на підготовку фахівців в розрізі спеціальностей.

Одним з основних перепонів у розробці, оцінці і впровадженні економіко-математичних моделей є відсутність необхідних статистичних даних, що унеможливорює використання багатьох традиційних математичних методів. У такій ситуації досить ефективним виявляється байєсівський підхід, який дозволяє використовувати суб'єктивно оцінені ймовірності гіпотез [1].

Для оцінювання величини перспективності певної спеціальності необхідно мати інформацію, що дозволить її визначати. Позначимо через V

повний обсяг усієї інформації, що може бути доступна особі, яка проводить оцінювання. Отже, кожен спеціаліст буде характеризувати набір характеристик $V = (V_1, V_2, \dots, V_n)$. Для спрощення подальших обчислень ці характеристики заведемо у бінарні $I = (I_1, I_2, \dots, I_n)$, де $I_k = 1$, якщо відповідна характеристика задовольняє визначеним раніше нормативам, і $I_k = 0$ у протилежному випадку.

Слід відмітити, що величини бінарних характеристик I_k можна вважати незалежними, якщо, по-перше, не включати одночасно у список значущих характеристик величини, що сильно корелюють між собою. По-друге, при переході від числових характеристик до бінарних залежність даних знижується [2].

За байесівським підходом, величина $p(I) = P\{\text{спеціальність перспективна} | I\}$ означає ймовірність того, що спеціальність буде перспективною за умови наявності про неї інформації I . Величину $p(I)$ прийнято називати апостеріорною ймовірністю.

За формулою Байеса

$$p(I) = \frac{1}{1 + \frac{P_H * P\{I | \text{спеціальність не перспективна}\}}{P_{\Pi} * P\{I | \text{спеціальність перспективна}\}}} \quad (1)$$

Ймовірності P_H і P_{Π} називають апіорними. P_H - ймовірність того, що спеціальність за умови відсутності про неї будь-якої інформації є не перспективною. P_{Π} - ймовірність того, що спеціальність за умови відсутності про неї будь-якої інформації є перспективною. Якщо до початку оцінювання аналітик не має ніякої інформації щодо перспективності (не перспективності) множини всіх спеціальностей, то апіорні ймовірності слід вважати рівними 50%. Якщо ж апіорі (до початку оцінювання) відомо, що з усієї множини спеціальностей, що оцінюються, k_1 перспективних і k_2 не перспективних, то

$$\frac{P_H}{P_{\Pi}} = \frac{k_2}{k_1}$$

$P\{I|\text{спеціальність перспективна}\}$ - ймовірність того, що для апіорі перспективної спеціальності буде отримана інформація I ;
 $P\{I|\text{спеціальність не перспективна}\}$ - ймовірність того, що для апіорі не перспективної спеціальності буде отримана інформація I .

Вважаючи бінарні характеристики незалежними, можна скористатися формулою добутку ймовірностей:

$$\frac{P_H P\{I|\text{спеціальність неперспективна}\}}{P_{II} P\{I|\text{спеціальність перспективна}\}} = \frac{P_H}{P_{II}} \prod_{k=1}^n \left(\frac{a_k}{b_k}\right)^{i_k} \left(\frac{1-a_k}{1-b_k}\right)^{1-i_k}, \quad (2)$$

де a_k - ймовірність події $i_k=1$ для апіорі визначених «неперспективних» спеціальностей; b_k - для «перспективних».

У роботі [2] наведена еквівалентна співвідношенню (2) форма запису:

$$\frac{P_H P\{I|\text{спеціальність неперспективна}\}}{P_{II} P\{I|\text{спеціальність перспективна}\}} = e^{(\lambda_0+L)}, \quad (3)$$

$$L = \sum_{k=1}^n \lambda_k i_k, \quad (4)$$

$$\lambda_0 = \ln\left(\frac{P_H}{P_{II}}\right) + \sum_{k=1}^n \ln\left(\frac{1-a_k}{1-b_k}\right), \quad (5)$$

$$\lambda_k = \ln\left[\frac{a_k(1-b_k)}{b_k(1-a_k)}\right], k=1, 2, \dots, n. \quad (6)$$

Таким чином, формула (1) набуває досить простого вигляду:

$$p(I) = \frac{1}{1+e^{(\lambda_0+L)}}. \quad (7)$$

При формуванні множини вхідної інформації може статися, що спостереження стосовно деякої характеристики k відсутні для ряду альтернатив. У такому випадку величина λ_k замінюється на ν_k , що розраховується за формулою:

$$\nu_k = -\ln\left[\frac{1-b_k}{1-a_k}\right], k=1, 2, \dots, n. \quad (8)$$

Узагальнюючи викладене вище, формула (4) набуде вигляду:

$$L = \sum_{k=1}^n [d\lambda_k + (1-d)v_k] i_k. \quad (9)$$

де $d=1$, якщо характеристика k наявна для всіх спеціальностей, що оцінюються; $d=0$, якщо для деяких спеціальностей відсутня інформація про характеристику k .

Слід відмітити, що величини λ_k і v_k відіграють роль вагових коефіцієнтів характеристик оцінки перспективності спеціальності, а величина L є інтегральним показником зважених характеристик, значення яких відповідають встановленим раніше нормативам.

Якщо наявний умовний апріорний розподіл спеціальностей на «перспективні» і «неперспективні», то визначення вагових коефіцієнтів λ_k і v_k через величини ймовірностей a_k і b_k можна проводити за формулами:

$$a_k = \frac{A'_k}{A_k}, \quad b_k = \frac{B'_k}{B_k}, \quad (10)$$

де A_k - загальна кількість апріорі виділених «перспективних» спеціальностей;

B_k - загальна кількість апріорі виділених «неперспективних» спеціальностей;

A'_k - кількість апріорі виділених «перспективних» спеціальностей, для яких характеристика k набула значення 1;

B'_k - кількість апріорі виділених «неперспективних» спеціальностей, для яких характеристика k набула значення 1.

Таким чином, оцінювання перспективності спеціальності (попиту на спеціальність) передбачає виконання таких кроків:

1. Визначення переліку спеціальностей, що підлягають оцінці.
2. Виокремлення характеристик, що впливають на перспективність тієї чи іншої спеціальності.
3. Встановлення нормативів для виокремлених характеристик.

4. Умовний попередній розподіл спеціальностей на «перспективні» і «неперспективні». За критерій такого розподілу можна взяти, наприклад, відношення потреби підприємств у працівниках за видами економічної діяльності (за професійними групами) до кількості незайнятого населення за цими ж видами економічної діяльності (за професійними групами). Якщо це співвідношення не більше 1, то спеціальність вважатимемо умовно неперспективною і перспективною у протилежному випадку. Звичайно, що такий умовний розподіл може бути проведено і за іншим критерієм.
5. Розрахунок вагових коефіцієнтів моделі (формули 5, 6 і 8).
6. Розрахунок оцінки перспективності спеціальності за формулою (7).

Оцінка перспективності спеціальності, виходячи із зовнішнього виду формули (7), може набувати значень на проміжку від 0 до 1. Тоді можна виділити, наприклад, такі класи перспективності:

$p(I) \leq 0,2$ - спеціальність неперспективна;

$0,2 < p(I) \leq 0,4$ - перспективність спеціальності нижче середньої;

$0,4 < p(I) \leq 0,6$ - перспективність спеціальності середня;

$0,6 < p(I) \leq 0,8$ - перспективність спеціальності вище середньої;

$0,8 < p(I) \leq 1$ - перспективність спеціальності висока.

Висновки. Апарат теорії ймовірностей досить ефективно може бути використаний для оцінки перспективності спеціальностей на національному ринку праці навіть в умовах нестачі інформації. До того ж, запропонований підхід дозволяє «перераховувати» перспективність спеціальностей щоразу, як тільки вхідна інформація оновлюється, з врахуванням отриманих «попередніх» оцінок. Тобто відбувається постійний процес уточнення оцінок, «самоналаштування» моделі. Перспективою подальших досліджень ми вбачаємо виокремлення значущих для оцінки перспективності спеціальностей характеристик, проведення розрахунків за наведеною моделлю та оцінку адекватності отриманих результатів.

Список літератури

1. Байесовский поход и его применение в задачах страхования, гарантийного обслуживания и принятия решений с приведенным экспериментов [Электронный ресурс] / Л.В. Уткін. – Режим доступу : <http://www.levvu.narod.ru/Papers/Bayes.pdf>. - Назва з екрану.
2. Буздалин А.В. “Экспресс-оценка” работы банка / А.В. Буздалин. – Режим доступу : <http://www.buzdalin.ru/text/banks/t6/bkbr3.html>
3. Буланичев В.А., Серков Л.А. Модельный подход к функционированию вузов как самоорганизующихся систем // Информационные технологии. - 2006. - № 3. - С. 68 - 73.

УДК 338.43.364.48

Пізняк Т.І.,
к.е.н., доцент кафедри теоретичної та прикладної економіки,
Сумський національний аграрний університет
Бершов В.О.,
заступник голови Білопільської районної ради

ОРГАНІЗАЦІЙНО-ЕКОНОМІЧНИЙ МЕХАНІЗМ ІНФОРМАЦІЙНОГО ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ЕКОЛОГІЧНОГО АУДИТУ СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКОГО ЗЕМЛЕКОРИСТУВАННЯ

Анотація. Формування системи екологічного аудиту сільськогосподарського землекористування розглядається у формі організаційно-економічного механізму інформаційного забезпечення. Досліджені мотиваційні еколого-економічні фактори впровадження системи екоаудиту аграрних підприємств.

Ключові слова: сільськогосподарське землекористування, екологічний аудит, організаційно-економічний механізм.

Постановка проблеми. Екологічний аудит є ринковим інструментом екологічного менеджменту застосування якого є особливо актуальним при переході до формування сталого ведення сільського господарства. В той же час екологічний аудит є функціонально відособленим напрямком еколого-економічної роботи на підприємстві, що пов'язане з реалізацією контрольно-