

СОЦІАЛЬНО-ТРУДОВІ ПРОБЛЕМИ

Таблиця 9. Загальні витрати в 2013–2017 роках, тис. грн. з ПДВ

Підрозділи підприємства	2013 рік	2014 рік	2015 рік	2016 рік	2017 рік
Управління	43 927 400	48 320 140	53 152 154	58 467 372	64 314 106
Виробництво	3 272 501 331	3 751 129 243	4 300 326 610	4 930 556 383	5 653 838 697
Маркетинг	22 822 800	25 105 080	27 615 588	30 377 149	33 414 861
ВСЬОГО	3 339 251 531	3 824 554 463	4 381 094 352	5 019 400 904	5 751 567 664

Таблиця 10. Прогноз «інші операційні доходи», «інші операційні витрати»

Період	2008	2009	2010	2011	2012
Інші операційні доходи, тис. грн.	2204838,00	320824,00	493095,00	378659,00	354253,00
Період	2013	2014	2015	2016	2017
Інші операційні доходи, тис. грн.	367507,83	362990,20	358472,57	353954,94	349437,31
Інші операційні витрати, тис. грн.	340517,70	333227,84	325937,98	318648,12	311358,26

ні залежить від ситуації і тимчасового інтервалу. Так, відрахування в пенсійні та страхові фонди, здійснювані підприємством згідно з колективним договором, можуть відноситься до постійних витрат, оскільки ці платежі здійснюються навіть у тому випадку, якщо підприємство не випускає продукцію. У довгостроковому періоді для збільшення обсягу випуску потрібна заміна обладнання і постійні витрати приймають форму змінних.

Спрогнозовані значення на 2013–2017 рр. «інші операційні доходи», «інші операційні витрати» приведені в табл. 10.

Висновки

Рівень «Інших операційних витрат» залежить від інших операційних доходів. Прогнозування інших операційних витрат виконано на основі аналізу ретроспективного періоду: залежності «інших операційних витрат». Для прогнозу використовувалась функція програмного засобу Excel «ТЕНДЕНЦІЯ» [лінійна апроксимація за методом найменших квадратів]. Фактичні «інші операційні доходи», «інші операційні витрати».

УДК 349.3+316.48

В.І. НАДРАГА,

к.н. з держ. упр., доцент, пров. наук. співроб., Інститут демографії та соціальних досліджень ім. М.В. Птухи НАН України

Ймовірнісна модель ризику безробіття у розрізі професійних груп (на прикладі групи «Професіонали»)

Стаття присвячена формуванню інструментарію та побудові ймовірнісної моделі безробіття у розрізі групи професій «Професіонали». Для цілей дослідження зроблено припущення, що ризик безробіття у розрізі тієї чи іншої професії є теоретичною ймовірністю того, що зареєстровані безробітні визначені групи протягом календарного року не зможуть влаштуватися на роботу. Як довірчий виступає інтервал, у межах якого із заданою довірчою імовірністю можна чекати значення оцінюваної випадкової величини зареєстрованого безробітного знайти роботу за спеціальністю. Доведено, що значення відносної частоти незайнятих громадян у розрізі професій виявляє закономірності в стійкості відносної частоти. Спостерігається неістотне демпфування відносної частоти для кожної групи професій, що з деякою похибкою коливається навколо числа, яке являється об'єктивною характеристикою досліджуваного процесу.

Ключові слова: ризики, безробіття, ймовірність, емпірична функція.

В.І. НАДРАГА,

к.н. госуправления, доцент, ведущий научный сотрудник,

Институт демографии и социальных исследований им. М.В. Птухи НАН Украины

Вероятностная модель риска безработицы в разрезе профессиональных групп (на примере группы «Профессионалы»)

Статья посвящена формированию инструментария и построению вероятностной модели безработицы в разрезе группы «Профессионалы». Для целей исследования сделано предположение, что риск безработицы в разрезе той или иной профессии выступает теоретической вероятностью того, что зарегистрированные безработные на протяжении календарного года не смогут устроиться на работу. В качестве доверительного выступает интервал, в пределах которого с заданной доверительной вероятностью можно ожидать значения случайной оцениваемой величины зарегистрированного безработного найти работу по специальности. Доказано, что значение относительной частоты незанятых граждан в разрезе профессий демонстрирует закономерности в устойчивости относительной частоты. Наблюдается несущественное демпфирование относительной частоты для каждой группы профессий, что с некоторым отклонением колеблется возле числа, которое не является объективной характеристикой исследуемого процесса.

Ключевые слова: риски, безработица, вероятность, эмпирическая функция.

V. NADRAGA,

PhD in state management, associate professor, leading researcher M. Ptukha

Institute of demography and social studies, National academy of science of Ukraine

Probabilistic model of unemployment risk in the context of occupational groups (on the example of a «Professionals» group)

The article is devoted to the formation of the theoretical tools and construction of a probabilistic model of unemployment in the context of a group of professions «Professionals». It is noted that the worsening of correlation between labor supply and labor demand in all groups of professions in Ukraine has become systemic. The problem of imbalance according to qualification level has become urgent since employers are not satisfied with the significant portion of unemployed because of special requirements regarding their qualification level and experience.

For the objective of the research it was assumed that the risk of unemployment in the context of a particular profession is the theoretical probability that a defined group of registered unemployed during the calendar year cannot get a job. As a trustee serves the interval within which with a given confidence probability, the estimated value of a random variable of registered unemployed to find a job according to their specialty can be expected. We have proved that the value of the relative frequency of unemployed citizens in terms of occupations reveals some regularities in the relative frequency stability. There is an unessential damping of the relative frequency for each group of professions. It fluctuates with some error around the number that is the objective characteristics of the research process.

It was assumed that the sign of the relative frequency of the professional unemployed of the research group is similar to the configuration of the normal distribution law and it is subjected to review by the chosen criteria. Null hypothesis H_0 was set up. Its essence is that the sign of the relative frequency of the professional unemployed of the research group has the normal distribution probability law. Pearson criterion of consistency was used to verify the correctness of H_0 . It was determined that the sign has a normal distribution in the general aggregate. Trustee interval of the risk of the professional unemployment is a determined interval of the possible values of the estimated parameter by the level of trustee probability.

Keywords: risk, unemployment, probability, empirical function.

Постановка проблеми. Протягом останніх двох років в Україні відбувається помітне збільшення рівня зайнятості населення. Це насамперед пов'язано з прискоренням формуванням приросту кількості зайнятого населення та супроводжується прибуттям до складу робочої сили населення працездатного віку. Офіційно зафіксований рівень безробіття в Україні – один із найнижчих у світі. Так, згідно з даними Державної служби статистики України, у 2013 році в центри зайнятості зверталися тільки 1,6% від економічно активного населення. Міжнародна організація праці (МОП) наводить інші показники, які здаються набагато близчими до реальності, оскільки враховуються не тільки офіційно зареєстровані безробітні, а й ті, хто перебуває у пошуках роботи самостійно, без допомоги бірж праці. Так, за даними МОП, середній рівень безробіття серед економічно активного населення в Україні сягає 7,5%, що засвідчує актуальність дослідження даного соціально-економічного явища. В процесі вивчення стану і тенденцій розвитку проблеми безробіття значний науковий інтерес складає аналіз структурних зрушень у розподілі безробітного населення за класифікаційними ознаками.

Ризик безробіття у розрізі окремих професій є вкрай актуальним з огляду на прийняття рішень на ринку праці в умовах невизначеності, окрім того визначальним є та-кох суб'єктивний аспект, оскільки він залежить від оцінки безробітним пропонованого місця роботи з урахуванням можливих альтернатив. Існування ризику безпосередньо пов'язане з невизначеністю, а прорахований ризик є одним із способів її зняття.

Аналіз досліджень та публікацій з проблеми. Сьогодні дослідження ризиків приділяється досить значна увага. Саме роботи останніх років відрізняються комплексним всебічним підходом до розгляду проблеми ризику. Їх вивчення дозволяє виділити складові елементи і властивості ризику як явища економічної діяльності, які повинні бути використані для визначення ризику. Ризикову ситуацію можна визначити як поєднання, сукупність різних обставин і умов, що створю-

ють певні обставини для того чи іншого виду діяльності. Іншими словами – це сукупність факторів, які створюють ризикову ситуацію і виступають причинами ризику.

М. Оліскевичем на підставі аналізу статистичних даних побудовано економетричну авторегресійну порогову модель рівня безробіття та визначено довірчі інтервали порогового параметру і параметрів нахилу. Результати економетричного моделювання засвідчили, що його поведінка протягом 2000–2012 років відповідає різним режимам, які змінюються залежно від того, якого значення набуває різниця, що визначає порогове значення [1, с. 238].

О. Герасименко формулює дилему: покращення ситуації щодо зайнятості та посилення асиметрії у соціально-трудовій сфері, передусім зростання економічної та соціальної нерівності. Автор констатує: існує нагальна потреба розширити спектр критеріїв та індикаторів, які б системно й інтегровано віддзеркалювали доступність та якість зайнятості, починаючи із загальної кількості робочих місць (зокрема, нових) та рівня їх конкурентоспроможності за формами зайнятості [2, с. 78].

М. Висоцька та О. Кириленко зазначають, що тенденції розвитку безробіття в Україні відрізняються від загальносвітових закономірностей. При різкому скороченні обсягів виробництва (більш ніж удвічі) рівень безробіття країни з обліком незареєстрованих безробітних не перевищує 10% (по окремим регіонам не вище 12%). При цьому рівень безробіття в сільській місцевості вище, ніж у міських поселеннях. У причинах безробіття існує значна регіональна диференціація. Істотними виявилися і соціальні причини (високий природний приріст, значний міграційний відтік), і економічні (різкий спад виробництва в одних галузях, незначний – в інші) [3].

Ю. Ковалевський, на основі статистичного аналізу попиту та пропозиції робочої сили констатує, що у 2012 році спостерігалось зниження попиту робочої сили на 18,11% і збільшення незайнятих майже на п'ять відсотків, що свідчить про негативні тенденції на ринку праці України. Розглядаючи попит робочої сили за видами економічної діяльності, варто

СОЦІАЛЬНО-ТРУДОВІ ПРОБЛЕМИ

відмітити, що значного спаду попиту в 2012 році зазнали всі галузі економіки крім державного управління, де зниження складало лише 0,4%. Усі інші галузі економіки зазнали спаду попиту робочої сили більше ніж на 10% [4, с. 195].

Отримані О. Цимбалом суперечливі результати економетричного моделювання спостережуваних процесів обумовили авторське формулювання двох гіпотез, згідно з якими існують щонайменше дві причини, які на поверхні спостережуваних процесів викривають зв'язок, який проголошує економічна теорія. Перша полягає в тому, що такі параметри, як зайнятість, безробіття, заробітна плата тощо, мали значення скоріше як інформаційні чинники, орієнтувшись на які суб'єкти соціально-трудових відносин приймали рішення в наступному періоді, і відповідно вони не є регуляторами один одного в поточному періоді. Друга – в тому, що показники, які вимірюються Державним комітетом статистики, а також інституційні конструкції, в які одягаються відповідні явища, не відображають належним чином ті феномени, які вони беруться репрезентувати [5, с. 12].

Метою статті є розробка методики та побудова ймовірності моделі ризику безробіття для групи професій «Професіонали»

Виклад основного матеріалу. На сучасному етапі розвитку економічної науки досить розповсюджену залишається думка, що поняття «кризис» та «невизначеність» є тотожними. Основна відмінність між ризиком та невизначеністю – це можливість їх вимірювання та оцінки: невизначеність виміряти неможливо, в той час як ризик оцінці підлягає. З цього випливає, що ризик на відміну від невизначеності піддається управлінню.

Роботи, присвячені теоріям оптимального управління, розглядають ризик як характеристику, властиву будь-якому виду доцільної діяльності людини, яка здійснюється в умовах обмеженості ресурсів і можливості вибору методу досягнення цілей. Ніякі здібності і дії людини не здатні знищити ризик. Існують лише способи пом'якшення його наслідків. У науковій літературі даного напряму ризики характеризують ймовірність настання подій, які ведуть до зміни рівноважної стійкості соціально-економічних систем. Особлива увага приділяється дослідженням таких властивостей ризиків, як системність, загальність та динамічна ймовірність. Ці ризики оцінюються за допомогою сис-

теми якісних показників та кількісних часток, які характеризують зміну ситуації в кращу або гіршу сторону [6].

Погіршення співвідношення між пропозицією робочої сили та попитом на неї за всіма групами професій в Україні набуло системного характеру. Структурні невідповідності між попитом на робочу силу та її пропозицією загострюються в розрізі окремих професій і спеціальностей. Найбільш актуальною при цьому є проблема незбалансованості за кваліфікаційним рівнем, оскільки значна частина незайнятих громадян не влаштовує роботодавців унаслідок особливих вимог щодо рівня кваліфікації та досвіду роботи.

За даними Держстату України [7], серед осіб, які мали статус зареєстрованого безробітного на кінець 2013 року (487,7 тис.), 412,3 тис., або 84,5%, мали досвід роботи, з них майже третина раніше працювала в сільському господарстві, лісовому господарстві та рибному господарстві, кожний п'ятий – у промисловості та кожний сьомий – в оптовій та роздрібній торгівлі; ремонті автотранспортних засобів і мотоциклів. Кількість вільних робочих місць (vakantnix посад) на підприємствах, в установах, організаціях на кінець 2013 року становила 47,5 тис., що на 2,3% менше, ніж на кінець 2012 року. У загальній кількості вакансій, заявлених підприємствами на кінець 2013 року, майже кожна четверта була в промисловості, кожна сьома – в державному управлінні й обороні; обов'язковому соціальному страхуванні, кожна восьма – в оптовій та роздрібній торгівлі; ремонті автотранспортних засобів і мотоциклів. Найбільшим залишається попит підприємств на кваліфікованих робітників із інструментом (19,0% від загальної кількості вільних робочих місць на кінець 2013 року), а найменшим – на кваліфікованих робітників сільського та лісового господарств, риборозведення та рибальства (1,4%) і технічних службовців (3,2%). Навантаження зареєстрованих безробітних на 10 вільних робочих місць (vakantnix посад) у цілому по країні на кінець 2013 року становило 103 особи. Впродовж 2013 року значення цього показника коливалося, що, в деякій мірі, пов'язано з впливом сезонного фактору на обсяги звернень громадян до державної служби зайнятості.

Наявність структурної диспропорції між попитом на робочу силу та її пропозицією є фактором, що обмежує як можливості працевлаштування безробітних, так і задоволення по-

Таблиця 1. Кількість зареєстрованих безробітних за професійними групами у 2013 році

Усього (у т.ч.):	Кількість зареєстрованих безробітних	
	тис. осіб	у % до підсумку 100,0
законодавці, вищі державні службовці, керівники, менеджери (управителі)	51,6	10,6
професіонали	42,6	8,7
фахівці	46,7	9,6
технічні службовці	27,0	5,5
працівники сфери торгівлі та послуг	72,0	14,8
кваліфіковані робітники сільського та лісового господарств, риборозведення та рибальства	23,3	4,8
кваліфіковані робітники з інструментом	56,5	11,6
робітники з обслуговування, експлуатації та контролювання за роботою технологічного устаткування, складання устаткування та машин	94,4	19,3
найпростіші професії	73,6	15,1

Джерело: за даними Держстату України. [Електрон. ресурс]. – Режим доступу:http://ukrstat.org/uk/operativ/operativ2013/rp/sz_br/sz_br_u/kzbrpg_u_2013.html

Таблиця 2. Значення відносної частоти незайнятих громадян групи «Фахівці»

2006 рік	2007 рік	2008 рік	2009 рік	2010 рік	2011 рік	2012 рік
0,582112	0,513316	0,568101	0,719339	0,653504	0,634321	0,634631
0,605554	0,549727	0,544378	0,6234	0,56052	0,566982	0,578101
0,610763	0,571884	0,56968	0,680604	0,629199	0,618787	0,576864
0,661835	0,591694	0,635553	0,772516	0,715037	0,717267	0,694017

Джерело: авторські розрахунки.

треб роботодавців у працівниках. Основними чинниками, що спричиняють диспропорції між попитом та пропозицією робочої сили, є: відсутність ефективної системи прогнозування майбутньої потреби в кваліфікованих фахівцях, відсутність балансу трудових ресурсів у складі державних програм економічного та соціального розвитку, стратегій регіонального розвитку, програм і стратегій розвитку окремих галузей економіки. Особливе місце серед чинників, що підсилюють диспропорції між попитом та пропозицією робочої сили на вітчизняному ринку праці, займають зменшення чисельності прийнятих осіб та зростання чисельності осіб, що вибули з підприємств, установ та організацій в результаті падіння обсягів промислового виробництва.

Ризиком безробіття у розрізі тієї чи іншої професії будемо вважати теоретичну ймовірність того, що зареєстровані безробітні визначені групи на протязі календарного року не зможуть влаштуватися на роботу (будуть залишатися безробітними).

Довірчий інтервал ймовірності працевлаштування всіх зареєстрованих безробітних можна подати у такому вигляді:

$$q \in \left(\frac{k}{n} - \frac{x}{2\sqrt{n}} ; \frac{k}{n} + \frac{x}{2\sqrt{n}} \right), \quad x = \varepsilon \sqrt{\frac{n}{pq}}$$

де q – ймовірність залишення безробітним;
 n – чисельність безробітних, які перебувають на обліку;
 k – кількість безробітних, влаштованих на роботу;
 p – задана теоретична ймовірність;
 x – аргумент функції Лапласа, що залежить від обраних значень надійності.

Зауважимо, що для нашого випадку довірчий інтервал – це інтервал, у межах якого з заданою довірчою імовірністю можна чекати значення оцінюваної випадкової величини зареєстрованого безробітного знайти роботу за спеціальністю.

Для знаходження довірчого інтервалу ймовірності працевлаштування зареєстрованих незайнятих необхідно утворити вибірку з генеральної сукупності усіх безробітних. Відповідно до Міжнародної стандартної класифікації професій (ISCO 88: International Standard Classification of Occupations/ILO, Geneva), яку Міжнародна конференція статистики праці Міжнародного бюро праці рекомендувала для переведення національних даних у систему, всі незайняті громадяни можуть бути віднесені до однієї з дев'яти груп за розрізом професій (табл. 1).

Значення відносної частоти незайнятих громадян у розрізі професій виявляє закономірності в стійкості відносної частоти. Спостерігається неістотне демпфування відносної частоти для кожної групи професій, що з деякою похибкою коливається навколо числа, яке являється об'єктивною характеристикою досліджуваного процесу. Теоретично це число можна визначити як ризик професійного безробіття або ймовірність не влаштуватися на роботу за професією, зареєструвавшись в центрі зайнятості.

Наведене можна проілюструвати на прикладі побудови відповідної моделі для групи професій «Професіонали», що вміщує професії, які передбачають високий рівень знань у галузі фізичних, математичних, технічних, біологічних, агрономічних, медичних чи гуманітарних наук. Професійні завдання полягають у збільшенні існуючого фонду (обсягу) знань, застосуванні певних концепцій, теорій та методів для розв'язання певних проблем чи в систематизованому викладенні відповідних дисциплін у повному обсязі. До цього розділу належать професії, що вимагають від працівника (з урахуванням кола та складності певних професійних завдань та обов'язків) кваліфікації за: дипломом про повну вищу освіту, що відповідає рівню спеціаліста, магістра; дипломом про присудження наукового ступеня кандидата чи доктора наук; атестатом про затвердження вченого звання старшого наукового співробітника, доцента чи професора [8].

У табл. 2 представлено розрахунки значень відносної частоти незайнятих для групи професій «Фахівці».

Виходячи з даних табл. 2 спостерігається спад значень у 2007–2008 роках та підйом у 2006 та 2009 роках, за період 2010–2012 років відносна частота приймає стійкі значення, майже не змінюється.

Обираємо максимальне та мінімальне значення вибірки відносної оцінки професійних безробітних групи:

$$x_{min} = \min(x_1 + x_2, \dots, x_n) = 0,513316, \\ x_{max} = \max(x_1 + x_2, \dots, x_n) = 0,772516.$$

Тоді розмах варіації R становитиме різницю:

$$R = x_{max} - x_{min} = 0,772516 - 0,513316 = 0,2592.$$

Числа a і b – кінці інтервалу, що поділяється на відрізки з постійним кроком, обираємо таким чином, щоб $a = z_0 < z_1 < \dots < z_6 = b$. Тоді:

$$a \leq x_{min} = 0,513316, \\ b \geq x_{max} = 0,772516, \\ a = 0,51; \quad b = 0,78.$$

Розіб'ємо інтервал $[a, b] = [0,51; 0,71]$ на п'ять інтервалів для побудови інтервального варіаційного ряду відносної частоти безробітних професійної групи «Професіонали»:

$$(z_0, z_1] = (0,51; 0,56]; \quad (z_1, z_2] = (0,56; 0,61]; \\ (z_2, z_3] = (0,61; 0,66]; \quad (z_3, z_4] = (0,66; 0,71]; \\ (z_4, z_5] = (0,71; 0,78].$$

Побудуємо інтервальний варіаційний ряд відносної оцінки професійних безробітних групи «Професіонали», підрахувавши n_i – частоти, з якими спостерігаються варіанти $x_i, i = 1, 2, 3, 4, 5$ та відносні частоти $w_i = \frac{n_i}{n}$ при об'ємі вибірки відносної оцінки професійних безробітних досліджуваної групи професій $\sum_{i=1}^5 n_i = n = 28$ (табл. 3):

Аналіз результатів, наведених у табл. 3, дає можливість припустити, що ознака відносної частоти професійних без-

СОЦІАЛЬНО-ТРУДОВІ ПРОБЛЕМИ

Таблиця 3. Інтервальний варіаційний ряд відносної оцінки безробітних групи професій «Професіонали»

Інтервалирок $h = 0,5$ и	(0,51; 0,56] и	(0,56; 0,61] и	(0,61; 0,66] и	(0,66; 0,71] и	(0,71; 0,78]
n_i и	ми	ци	ви	ми	яи
$w_i = \frac{n_i}{n}$	фцф ця ми	фмє. ця ми	флВе. ця и	фцф ця ми	фця-Ве. и

Джерело: авторські розрахунки.

Таблиця 4. Дискретний варіаційний ряд відносної оцінки безробітних групи професій «Професіонали»

$z_i, i = 1,4$	0,535	0,585	0,635	0,685	0,735
n_i	3	10	8	3	4
$n_i \cdot z_i$	1,605	5,85	5,08	2,055	2,94
z_i	0,858675	3,42225	3,2258	1,40767	2,1609

Джерело: авторські розрахунки.

Таблиця 5. Числові характеристики дискретного варіаційного ряду відносної оцінки безробітних групи професій «Професіонали»

Числова характеристика	Формула	Значення
Середнє вибіркове	$\bar{z} = \frac{\sum_{i=1}^n z_i n_i}{n}$	0,626071
Вибіркова дисперсія	$D_v = \frac{\sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2}{n}$	0,003581
Вибіркове середньоквадратичне відхилення	$\sigma_v = \sqrt{D_v}$	0,059841
Центральний статистичний момент 3-го порядку	$\mu_3 = \sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^3 \frac{n_i}{n}$	0,000101
Асиметрія	$A_s = \frac{\bar{\mu}_3}{\sigma_v^3}$	0,471766
Центральний статистичний момент 4-го порядку	$\bar{\mu}_4 = \sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^4 \frac{n_i}{n}$	2,9805
Ексцес	$E = \frac{\bar{\mu}_4}{\sigma_v^4}$	0,67668

Джерело: авторські розрахунки.

робітних досліджуваної групи близька до конфігурації нормального закону розподілу і підлягає перевірці за обраним критерієм. Висуваємо нульову гіпотезу H_0 , яка полягатиме у тому, що ознака відносної частоти професійних безробітних досліджуваної групи має нормальній закон розподілу ймовірностей. Для перевірки правильності H_0 використаємо критерій узгодженості Пірсона [9, с. 71].

Побудуємо емпіричну функцію розподілу (кумуляту) інтервального варіаційного ряду професійних безробітних досліджуваної групи професій.

Кумулята $F^*(x)$ матиме наступний вигляд:

Таблиця 6. Теоретичні частоти дискретного варіаційного ряду професійних безробітних другої групи професій

z_i	z_{i+1}	n_i	$y_i = \frac{z_i - \bar{z}}{\sigma_v}$	$y_{i+1} = \frac{z_{i+1} - \bar{z}}{\sigma_v}$	$\Phi(y_i) = \Phi\left(\frac{z_i - \bar{z}}{\sigma_v}\right)$	$\Phi(y_{i+1}) = \Phi\left(\frac{z_{i+1} - \bar{z}}{\sigma_v}\right)$
0,58	0,51	0,56	3	-1,93965	-1,10411	-0,47379
0,64	0,56	0,61	10	-1,10411	-0,26857	-0,36523
0,7	0,61	0,66	8	-0,26857	-0,566975	-0,10587
0,76	0,66	0,71	3	0,566975	1,402517	0,214634

Джерело: авторські розрахунки.

Таблиця 7. Розрахунок значення критерію дискретного варіаційного ряду безробітніх групи професій «Професіонали»

$n(\Phi(y_{i+1}) - \Phi(y_i))$	$n_i - n(\Phi(y_{i+1}) - \Phi(y_i))$	$\left(\frac{[(n_i) - n(\Phi(y_{i+1}) - \Phi(y_i))]^2}{n(\Phi(y_{i+1}) - \Phi(y_i))} \right)$	$\frac{\sum [(n_i) - n(\Phi(y_{i+1}) - \Phi(y_i))]^2}{\sum n(\Phi(y_{i+1}) - \Phi(y_i))}$
3,039733	-0,03973	0,001579	0,000519
7,262037	2,737963	7,49644	1,032278
8,97408	-0,97408	0,948833	0,10573
5,739584	-2,73958	7,505319	1,307642

Джерело: авторські розрахунки.

бітних досліджуваної групи має нормальний закон розподілу ймовірностей.

Тепер необхідно провести розрахунки теоретичних частот дискретного варіаційного ряду. Результати наведено в табл. 6, де – табулювані функції Лапласа.

Результати розрахунків спостережуваного значення для дискретного варіаційного ряду безробітніх наведено в табл. 7.

$$\text{Вихо} \chi^2_{\text{сп}} = \sum_{i=1}^4 \frac{[(n_i) - n(\Phi(y_{i+1}) - \Phi(y_i))]^2}{n(\Phi(y_{i+1}) - \Phi(y_i))} = 4,14116$$

За таблицею критичних точок розподілу χ^2 знаходимо:

$$\chi^2(0,05; 2) = 5,991465$$

Отже, для обраного рівня ймовірності обчислене значення χ^2 не перевищує табличне значення критичної точки розподілу χ^2 :

$$\chi^2 = 4,14116 < \chi^2(0,05; 2) = 5,991465.$$

Отже, нульова гіпотеза про відповідність емпіричного розподілу теоретичному може бути прийнятою.

Висновки

Таким чином, задачу побудови довірчого інтервалу для генеральної середньої ризику безробіття для професійної групи «Професіонали» можна вважати вирішеною, оскільки встановлено, що в генеральній сукупності ознака має нормальну розподіл. Побудовану ймовірнісну модель ризику безробіття можна вважати адекватною, оскільки спостерігається відповідність моделі меті дослідження, прийнятій системі гіпотез за рівнем складності й організації, а також відповідність реальній системі. Довірчим інтервалом ризику професійного безробіття в цьому випадку є встановлений інтервал можливих значень оцінюваного параметра за рівнем довірчої ймовірності.

Список використаних джерел

- Оліскевич М.О. Дослідження нелінійної динаміки рівня безробіття в Україні на підставі SETAR моделей. Вісник Львівської державної фінансової академії / Голов. ред. Буряк П.Ю. – Львів: ЛДФА, 2013. – №24. – 266 с. – С. 238 С. 230–238.
- Герасименко О.О. Зайнятість в системі індикаторів гідної праці: сучасні проблеми та шляхи їх вирішення/Аспекти прогнозування економічного та соціального розвитку країн. Збірник наукових праць з актуальних проблем економічних наук / Наукова організація «Перспектива». У 2-х частинах. – Дніпропетровськ: Видавничий дім «Гельветика», 2013. ч. 1. – С. 75–81.
- Висоцька М.П., Кириленко О.М. Особливості ринку праці України. [Електрон. ресурс]. – Режим доступу: <http://jrnl.nau.edu.ua/index.php/PPEI/article/download/3189/3147>.
- Ковалевський Ю. А. Статистичний аналіз попиту та пропозиції робочої сили в Україні Моделювання та інформаційні системи в економіці: зб. наук. праць / Відп. ред. В.К. Галіцин. Державний вищий навчальний заклад «Київський національний економічний університет ім. Вадима Гетьмана». – 2013. №88. – С. 192–202.
- Цимбал О.І. Макроекономічні наслідки трансформації інституціональної структури функціонування ринку праці. Економічний вісник НГУ 2010. №4. – С. 6–18.
- Тэлман Л.Н. Риски в экономике: Учеб. пособие для вузов / Л.Н. Тэлман / Под ред. проф. В.А. Швандара. – М: ЮНИТИ–ДАНА, 2002. – 380 с.
7. Ринок праці України у 2013 році. Доповідь за даними вибіркового обстеження. 16.04.2014. №117/0/9.1вн-14. – [Електрон. ресурс]. – Режим доступу: <http://ukrstat.org/uk/operativ/operativ2013>
8. Національний класифікатор професій України ДК 003:2010. Наказ Держспоживстандуарту України від 28.07.2010 №327.
9. Блудова Т.В. Теорія ймовірностей [Текст]: навч. посібник для студ. вищих навч. закл. / Т.В. Блудова; заг. ред. В.С. Мартиненко; Національний банк України, Львівський банківський ін–т. – Л: ЛБН НБУ, 2005. – 318 с.