

**МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ  
КИЇВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ  
ІМЕНІ ТАРАСА ШЕВЧЕНКА**

Економічний факультет

Кафедра статистики, інформаційно-аналітичних систем і демографії

**КВАЛІФІКАЦІЙНА МАГІСТЕРСЬКА РОБОТА**

**СТАТИСТИЧНЕ ОЦІНЮВАННЯ ЯКОСТІ ОСВІТНЬОЇ ПРОГРАМИ  
«ЕКОНОМІЧНА АНАЛІТИКА ТА СТАТИСТИКА», РІВНЯ ТА  
ВИЗНАЧАЛЬНИХ ФАКТОРІВ ЗАДОВОЛЕНOSTІ НАВЧАННЯ ЗА  
РЕЗУЛЬТАТАМИ АНКЕТНОГО ОПИТУВАННЯ**

Студента II курсу  
спеціальності 051 Економіка  
за освітньо-науковою програмою  
«Економічна аналітика та  
статистика»  
денної форми навчання  
Мирона ЖУРАВЛЯ



(підпис)

Науковий керівник:  
д.е.н., проф.  
Наталія КОВТУН



(підпис)

Роботу допущено до захисту на засіданні ЕК рішенням кафедри статистики,  
інформаційно-аналітичних систем і демографії,  
протокол № 12 від «12» травня 2022 року

Завідувач кафедри



д.е.н., проф. Наталія КОВТУН

Київ – 2022

## РЕФЕРАТ

Кваліфікаційна робота магістра містить 61 с., 20 рис., 22 табл., 35 джерел.

**Ключові слова:** якість освітньої програми, фактори задоволеності навчанням, логіт регресія, пробіт регресія, критерій правдоподібності.

**Предмет дослідження:** потенційні фактори впливу на задоволеність студентів ОП.

**Об'єкт дослідження:** студенти та випускники освітньої програми «Економічна аналітика та статистика».

**Мета дослідження:** пошук та аналіз факторів, що не випадково впливають на задоволеність навчанням на базі використання методів логіт та пробіт регресії.

**Методи дослідження** базуються на використанні моделей бінарного виходу.

**Наукова новизна:** автором запропонований підхід до аналізу рівня задоволеності навчанням з використанням моделей бінарного виходу.

**Практична цінність:** встановлення детермінант задоволеності навчанням та кількісної оцінки впливу на них інших факторів допоможе задовольнити основні потреби студентів, відповідно, підтримати та збільшити мотивацію вступати на освітню програму та залишатись на ній у подальшому.

## RESUME

Taras Shevchenko National University of Kyiv  
Faculty of Economics, Department of Statistics, Information and Analytical Systems  
and Demography

Keywords: quality of the educational program, factors of satisfaction with studying, logit regression, probit regression, likelihood-ratio test.

Master's qualification work «A survey-based statistical evaluation of the quality of the Economic Analytics and Statistics educational program, student satisfaction level and their influencing factors» consists of 61 pages, 20 figures, 22 tables, 35 sources.

The subject of the research is potential factors influencing student satisfaction with the educational program. The object of the research is students and graduates of the educational program «Economic Analysis and Statistics».

The purpose of the research is search for and analysis of factors that significantly impact studying satisfaction level based on the use of logit and probit regression methods. The author has developed an approach to the analysis of the student satisfaction level with learning using binary output models.

## ЗМІСТ

|                                                                                                                                                       |    |
|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----|
| ВСТУП .....                                                                                                                                           | 5  |
| РОЗДІЛ І. СТАТИСТИЧНЕ ОЦІНЮВАННЯ ЯКОСТІ ОСВІТНЬОЇ ПРОГРАМИ<br>«ЕКОНОМІЧНА АНАЛІТИКА ТА СТАТИСТИКА», ТА РІВНЯ<br>ЗАДОВОЛЕНOSTІ НАВЧАННЯМ .....         | 9  |
| 1.1. Статистична характеристика якості освітньої програми «Економічна<br>аналітика та статистика» .....                                               | 9  |
| 1.2. Статистичне оцінювання реалізації ОП у навчальному процесі, рівня<br>задоволеності та перспектив розвитку ОП.....                                | 18 |
| РОЗДІЛ 2. СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ ФАКТОРІВ ЗАДОВОЛЕНOSTІ<br>НАВЧАННЯ НА ОСНОВІ ЛОГІТ І ПРОБІТ МОДЕЛЕЙ .....                                               | 32 |
| 2.1. Загальний огляд моделей бінарного вибору .....                                                                                                   | 32 |
| 2.2. Статистичний аналіз факторів, що не випадково впливають на якість<br>(рівень) викладання дисциплін на спеціальності методом логіт регресії ..... | 37 |
| 2.3. Статистичний аналіз факторів, що не випадково впливають на<br>задоволеність студентів навчанням методом пробіт регресії. ....                    | 49 |
| ВИСНОВКИ.....                                                                                                                                         | 54 |
| СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ .....                                                                                                                      | 57 |
| ДОДАТКИ.....                                                                                                                                          | 60 |

## ВСТУП

При прийнятті рішення щодо вибору освітньої програми (ОП) вступник керується деякими факторами, на основі яких в кінцевому підсумку отримується суб'єктивне враження від освоєної програми та її об'єктивна цінність для подальшої роботи за фахом. Дуже важливим є чітке розуміння таких факторів, що дозволить спрогнозувати кроки, які:

- задовольняють основні потреби вступника, відповідно, підтримають та збільшують мотивацію студентів вступати на освітню програму та залишатись на ній у подальшому. Для цього потрібно розуміти переваги освітньої програми, тобто те, чим в якісну сторону вона відрізняється або може відрізнитися від конкурентів, унікальні можливості, які можуть бути надані студентам;

- ліквідують або мінімізують небажані наслідки недоліків освітньої програми: обмеження можливостей самостійного вибору дисциплін, або ж недостатній набір дисциплін певного спрямування;

- сприятимуть повноцінній та всебічній реалізації програми в навчальному процесі (рівень викладання, забезпечення, системи оцінювання). Адже навіть вдалий навчальний план та бездоганне планування ще потребують втілення на практиці;

- будуть відслідковувати дотримання правил академічної доброчесності викладачами і студентами, організацію навчального процесу;

- дозволять окреслити подальшу зміну ставлення студентів і випускників до програми, адже їх погляди від моменту вступу із набуттям учбового та робочого досвіду змінюються, створюючи необхідність ретроспективного погляду на освітню програму, який є узагальненою мірою якості ОП;

- допоможуть не втрачати зв'язок навчальної програми із ситуацією на ринку праці, проводячи успішну профорієнтаційну роботу;

- виявлять необхідність для студентів деяких дій, щоб бути хорошим спеціалістом, тобто основні моменти, які студенти вважають доцільними у здобутті фаху.

*Метою кваліфікаційної роботи є пошук та аналіз факторів, що не випадково визначають якість освітньої програми (ОП).*

Відповідно до визначеної мети сформовано *основні завдання* дослідження для її досягнення:

- навести описову статистику для всіх потенційних факторів якості ОП задля знаходження найбільш важливих детермінант;
- перевірити статистичну значущість розбіжностей у розподілах зведених оцінок досліджуваних параметрів за отриманим освітнім ступенем;
- знайти сильні сторони досліджуваної ОП;
- виділити наявні проблеми ОП, які негативно впливають на визначальні фактори задоволеністю навчанням для респондентів;
- дослідити теоретико-методологічні засади аналізу багатовимірного частотного розподілу двох та більше ознак, призначений для дослідження статистичного зв'язку між ними, зокрема застосування із цією ціллю таблиць спряженості (contingency tables);
- порівняти респондентів у вимірі отриманого освітнього ступеню ;
- виділити фактори, що значуще впливають на задоволеність респондентів навчанням;
- розглянути сутність методів логіт та пробіт регресії у застосуванні до знаходження факторів якості освітньої програми;
- оцінити якісний та кількісний вплив на найважливіші параметри задоволеності навчанням при зміні значущих відносно результативної ознаки коваріат;
- навести пропозиції для покращення якості освітньої програми «Економічна аналітика та статистика».

**Теоретичною основою** роботи є аналіз таблиць спряженості, зокрема чотирьох клітинних, а також методи логістичної та пробіт регресії, які широко

поширені як інструменти аналізу категоріальних та ординальних залежних змінних. Серед дослідників та розробників наведених методів можна виділити К. Пірсона, Ф. Йетса, М.С. Бартлетта, Берксона Дж., Кокса Д., Фішера Р., а також Хосмера Д., Лемешоу С., Андерсона Дж., Колетта Д., Менарда С., Павітана Ю. та інших.

*Об'єктом дослідження* є студенти та випускники освітньої програми «Економічна аналітика та статистика».

*Предметом дослідження* є потенційні фактори впливу на задоволеність студентів ОП.

*Інформаційна база* кваліфікаційної магістерської роботи складена на основі опитування, яке проводилося серед студентів спеціальності «Економічна статистика та аналітика» та її випускників у 2021 році. Опитування пройшло 74 особи, серед яких 64 особи були діючими студентами на момент опитування: 48 бакалаврів, 16 магістрів. Також було задіяно 10 випускників. Всі респонденти були стратифіковані за статусом відповіді (швидке реагування або з відстрочкою), статтю, курсом. Планування дослідження також передбачало виділення страт за кількістю повних років.

Обчислення були виконані за допомогою статистичних систем «Statistica 12» та в програмному середовищі «SAS<sup>®</sup> OnDemand for Academics».

*Апробація результатів дослідження.* Основні моменти роботи були представлені на Міжнародній науково-практичній конференції студентів, аспірантів та молодих вчених «Шевченківська весна 2022. Цифрова трансформація економіки в умовах пандемії COVID-19».

*Обсяг та структура роботи.* Випускна кваліфікаційна робота складається зі вступу, двох розділів, висновків, списку використаних джерел та додатків.

У першому розділі наводиться короткий огляд застосування критерію хі-квадрат для таблиці 2×2 та інших суміжних тестів, що використовуються для порівняння двох груп із дихотомічною (ординальною в загальному випадку) залежною змінною. Подано практику використання процедур описової

статистики для спостереження загальної ефективності освітньої програми за різними блоками дисциплін, основних переваг та недоліків освітньої програми. Побудовано порівняльні діаграми для факторів, що вплинули на прийняття рішення щодо вибору. Значну увагу приділено віковим відмінностям респондентів: доведено або спростовано статистичну значущість розбіжностей за освітнім ступенем опитуваних у розподілах оцінок.

Другий розділ присвячено особливостям застосування пробіт та логіт регресії для аналізу факторів задоволеності навчанням, а саме відбору факторів, які мали б задовольняти як умови використання застосовуваних бінарних моделей, так і мати із ними статистично значущий зв'язок, який до того ж повинен нести достатнє смислове навантаження. Також було оцінено зміну вірогідності результативних змінних при зміні предикторів та оцінено достовірність моделей. Показано можливості моделей бінарного вибору в підтвердженні аналітичних припущень.

Висновки підсумовують основні результати дослідження. Висуваються пропозиції щодо можливостей покращення ставлення студентів до освітньої програми та усунення наявних недоліків.

## РОЗДІЛ І. СТАТИСТИЧНЕ ОЦІНЮВАННЯ ЯКОСТІ ОСВІТНЬОЇ ПРОГРАМИ «ЕКОНОМІЧНА АНАЛІТИКА ТА СТАТИСТИКА», ТА РІВНЯ ЗАДОВОЛЕНOSTІ НАВЧАННЯМ

### 1.1. Статистична характеристика якості освітньої програми «Економічна аналітика та статистика»

Для порівняння двох груп із дихотомічною залежною змінною (наприклад, оцінка – висока або низька) використовується тест  $\chi^2$ -квадрат спряженості [1], який базується на тих же принципах, що й звичайний аналіз  $\chi^2$ -квадрат, у якому розглядаються очікувані та спостережувані частоти. Обчислення є подібними за винятком того, що визначення очікуваної частоти дещо важче. Розглянемо алгоритм такого аналізу для чотири клітинної таблиці (табл.1.1.1).

*Таблиця 1.1.1*

**Проста чотири клітинна таблиця**

|                         | Результат<br>позитивний | Результат<br>негативний | Разом |
|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------|
| Фактор ризику наявний   | a                       | b                       | r1    |
| Фактор ризику відсутній | c                       | d                       | r2    |
| Разом                   | c1                      | c2                      | N     |

В цій таблиці комірка a може означати кількість респондентів, які маючи фактор ризику, дали низьку оцінку тій чи іншій результативній ознаці, b – високу оцінку, c, d – теж саме, але для респондентів без фактора ризику.

Метою (статистичного тестування) є оцінити вірогідність того, що спостережувані дані є результатом випадкового розподілу спостережень між

комірками таблиці [2]. Незалежно від наявності чи відсутності зв'язку, кількість осіб із фактором ризику у загальній вибірці і кількість осіб із позитивним результатом не зміниться, тобто незмінними є кутові частоти  $r_1$ ,  $r_2$ ,  $c_1$ ,  $c_2$ . Уявімо випадок, коли зв'язок між результатом і фактором ризику відсутній. Якщо вибірка складається з 90% осіб із фактором ризику (наприклад, респонденти-бакалаври, якщо фактор ризику – освітній ступінь), то 90% з позитивним результатом (наприклад, низькою оцінкою) мали би фактор ризику (були б бакалаврами). І на місці 90% може бути будь який інший процент. Таким чином, кількість осіб в клітинках буде визначатись, виходячи із кутових частот. У цьому разі кількість осіб із фактором ризику, що виявили позитивний результат (у наведеному прикладі – бакалаврів, які виставили низьку оцінку) буде дорівнювати відносній частоті осіб із фактором ризику  $r_1/N$  (частота бакалаврів серед усіх респондентів), помножена на кількість всіх позитивних результатів  $c_1$  (поганих оцінок, які виставили респонденти) або  $c_1 \times r_1/N$ .

Аналогічні міркування приведуть до того, що кількість респондентів – не бакалаврів, які негативно оцінюють результативну ознаку, буде  $c_1 \times r_2/N$ , не бакалаврів, які дали позитивну оцінку  $c_2 \times r_2/N$ , бакалаврів, що виставили позитивну оцінку  $c_1 \times r_2/N$ . Тобто, очікувана частота  $E_{ij}$  в кожній комірці дорівнює добутку суми стовпця і суми рядка, поділеного на загальну кількість спостережень.

Для перевірки нульової гіпотези про відсутність зв'язку, для кожної клітинки таблиці буде знаходитись величина:

$$\chi^2 = \sum \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}}.$$

Кількість ступенів свободи визначається тим, яким чином ми можемо переставити місцями рядки і стовпчики таблиці і рівна добутку кількості стовпців і рядків, зменшених на одиницю. Вірогідність того, що в результаті дії

випадкових факторів ця сума дорівнює 3.84, складає 5%, тому якщо вона перевищує це значення, нульова гіпотеза про відсутність зв'язку між показниками в рядку і стовпцях чотири клітинної таблиці відхиляється.

Якщо хоч одна із очікуваних частот менше 5, критерій застосовувати не можна [3]. Корекція безперервності Йейтса до тесту хі-квадрат пропонується на основі уявлення про те, що тест дискретних змінних повинен відповідати дискретному розподілу:

$$\chi^2 = \sum \frac{(|O_{ij} - E_{ij}| - 0.5)^2}{E_{ij}}.$$

Для випадку чотири клітинної таблиці розрахунки можна спростити, якщо застосувати наступну формулу:

$$\chi^2 = \frac{(ad - bc)^2 N}{r1 \times r2 \times c1 \times c2}.$$

А з поправкою Йейтса:

$$\chi^2 = \frac{\left(|ad - bc| - \frac{N}{2}\right)^2 N}{r1 \times r2 \times c1 \times c2}.$$

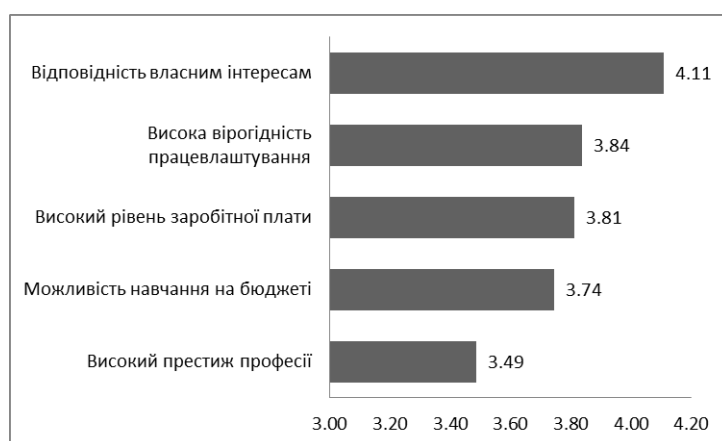
Точний тест Фішера (Фішера-Ірвіна) не стільки модифікація тесту хі-квадрат, скільки альтернатива його до перевірки значущості зв'язку між двома бінарними змінними. Тест рекомендується [4] до використання з невеликими вибірками, в яких очікувані частоти в деяких комірках є низькими. Проблема його в надмірній консервативності і зазвичай його використовують коли 20% комірок мають очікувану частоту нижче 5 ( «правило Кокрана»). Концепція полягає у використанні гіпергеометричного розподілу для обчислення точної

імовірності визначеної конфігурації отриманих частот. Припускається, що складаються всі можливі типи таблиць, складені із заданих кутових частот. Рахується, який процент таблиць містить варіанти, які ще більше відрізняються від нульового випадку, ніж спостережувані частоти. Для цього вираховуються сума ймовірностей випадкового формування всіх таких таблиць:

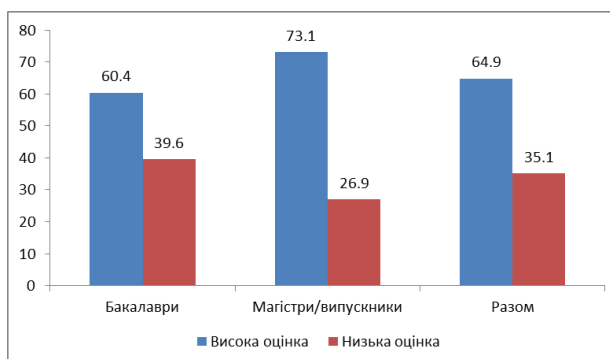
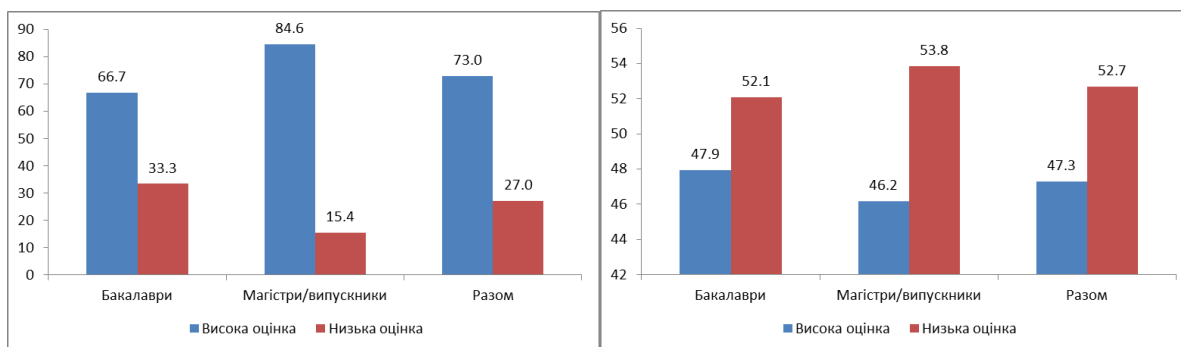
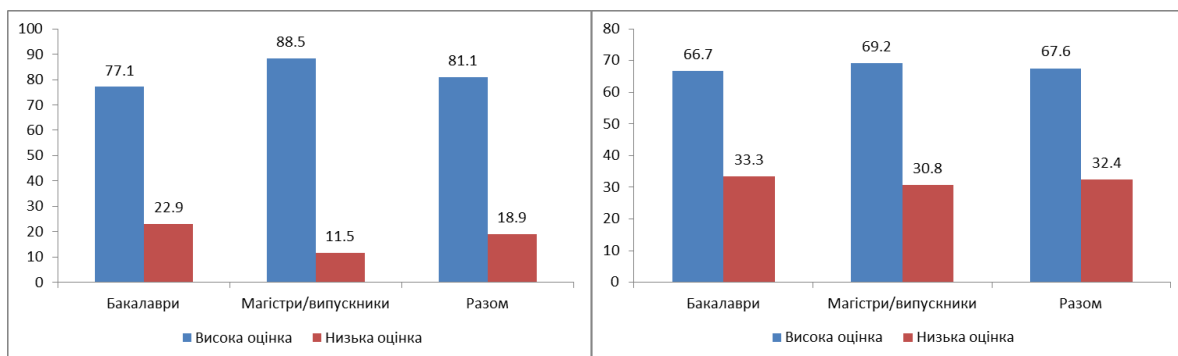
$$\sum \frac{r_1!r_2!s_1!s_2!}{N!a!b!c!d!}.$$

Подвоєне значення цієї величини і є точним значенням вірогідності. Слід пам'ятати, що метод було розроблено, коли вірогідність потрапляння в групу ризику і групу контролю однакова. Із врахуванням зазначених особливостей тестування гіпотез, після наведення описової статистики для основних моментів анкети, доповнимо отримані результати перевіркою на значущість відмінностей у розподілах зведених оцінок.

Серед факторів, що вплинули на прийняття рішення щодо вибору ОП найбільш важливим було визнано фактор відповідності власним інтересам (середній бал 4.11), що відповідає високому рівню.



**Рис. 1.1.1. Середня оцінка актуальності критеріїв прийняття рішення щодо вибору ОП.**

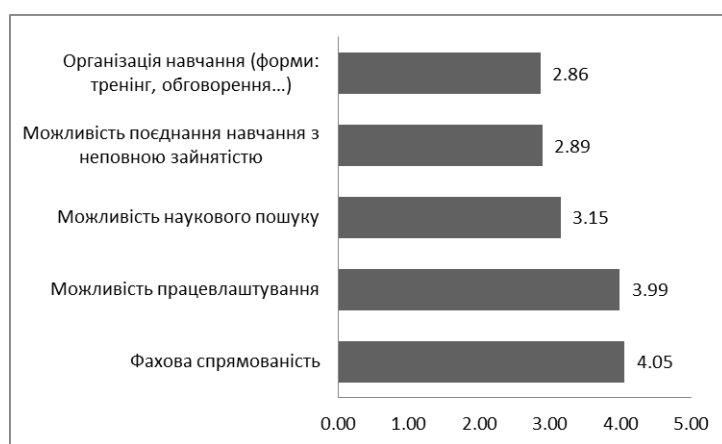


**Рис. 1.1.2. Розподіл зведених оцінок для факторів прийняття рішення щодо вибору ОП респондентами за ОС: а) відповідність власним інтересам; б) високий рівень заробітної плати; в) висока вірогідність працевлаштування; г) високий престиж професії; д) можливість навчання на бюджеті.**

Можна припустити, що «відповідність власним інтересам» є найбільш широким формулюванням, яке може дублювати інші, більш конкретизовані причини. Майже однакову цінність (вище середнього рівня) було надано

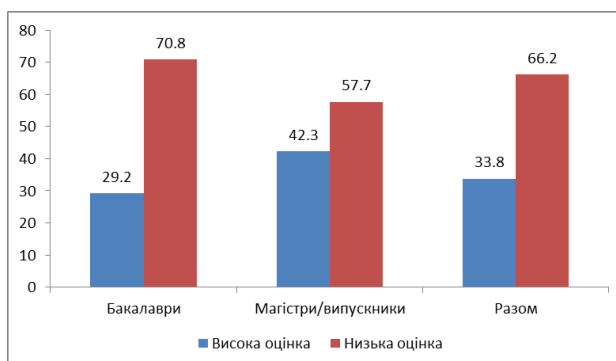
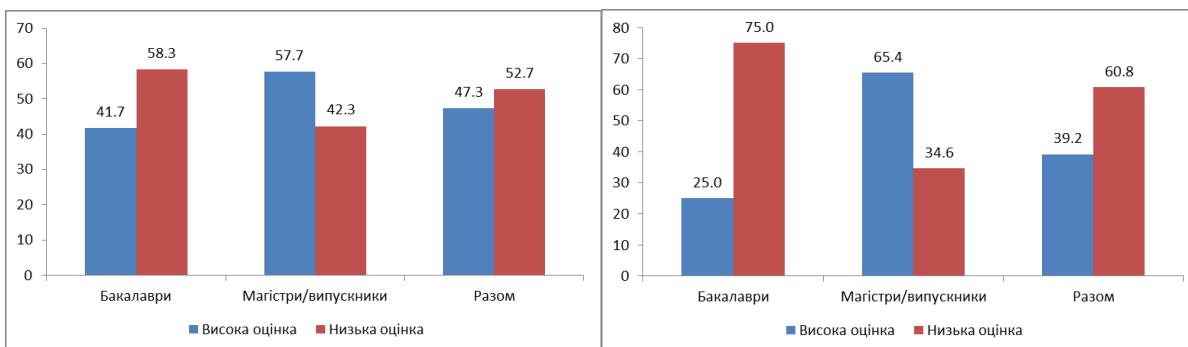
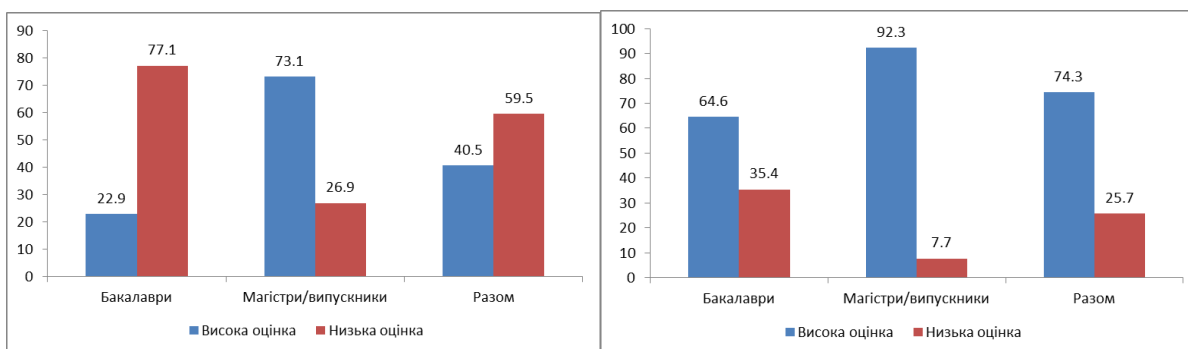
факторам «висока вірогідність працевлаштування» та «високий рівень заробітної плати».

Більшість респондентів надали високі оцінки усім факторам прийняття рішення окрім фактору високого престижу професії. За винятком цього ж фактору магістри та випускники були більш схильні до вищих оцінок, ніж бакалаври. Найбільші відмінності у відповідях наявних груп респондентів виявлено для оцінки фактора високої вірогідності працевлаштування (12.7 п.п.), проте не було відхилено гіпотезу про випадковий характер цих відхилень (згідно критерію  $\chi^2$ -квадрат).



**Рис. 1.1.3. Середня оцінка переваг освітньої програми**

Основною перевагою ОП «Економічна статистика та аналітика» є фахова спрямованість програми, яка була відмічена респондентами високим балом (більше 4). Майже аналогічну оцінку отримав фактор можливості працевлаштуватись. Організація навчання, можливість поєднувати роботу (неповну зайнятість) та навчання були оцінені на рівні середнього. Також не надто високу оцінку (3.15) отримала можливість наукового пошуку, що може свідчити про можливі проблеми із академічною мобільністю для фаху або з можливістю наукового пошуку.

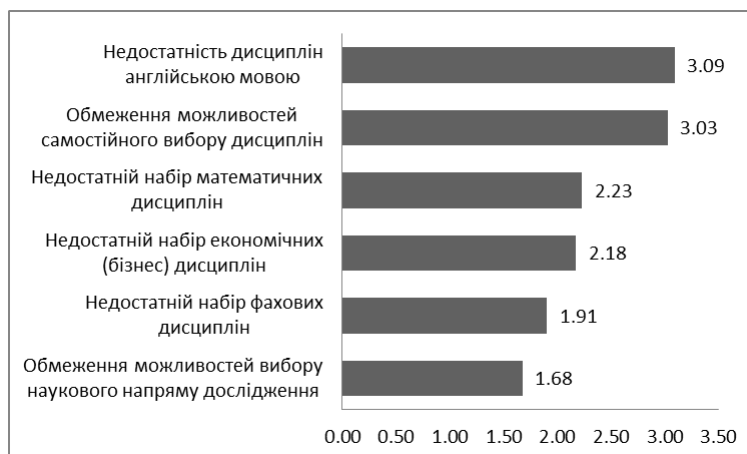


**Рис. 1.1.4. Розподіл зведених оцінок переваг ОП за ОС: а) фахова спрямованість; б) можливість працевлаштування; в) можливість наукового пошуку; г) можливість поєднання навчання з неповною зайнятістю; д) організація навчання (форми: тренінг, обговорення тощо).**

Спостерігається значна різниця (50.2 п.п.) у ставленні бакалаврів до ступеня вираженості фахової спрямованості ОП відносно інших респондентів, згідно з критерієм хі-квадрат із поправкою Йейтса на неперервність вона

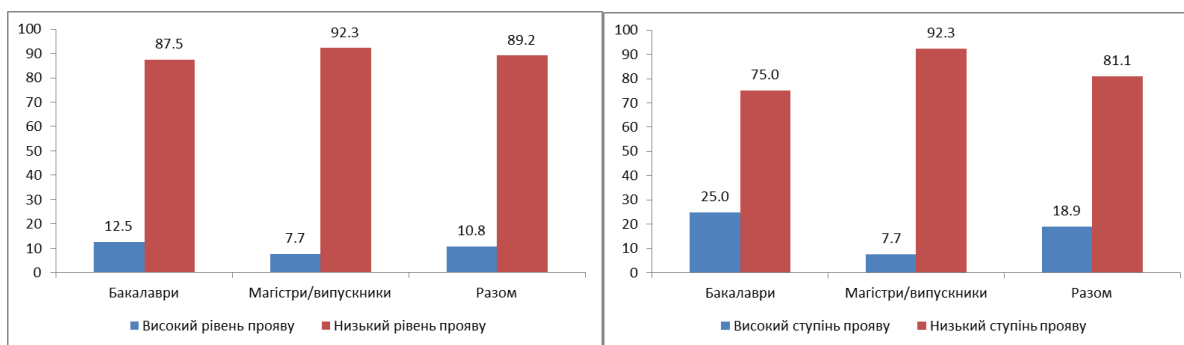
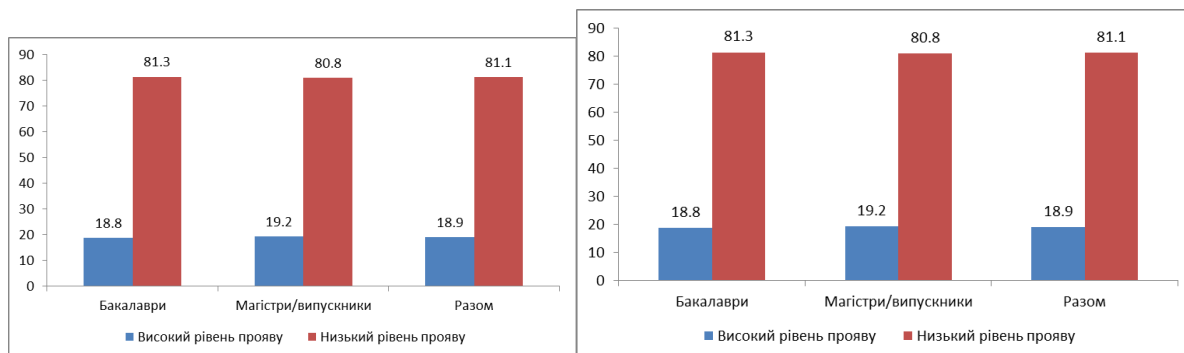
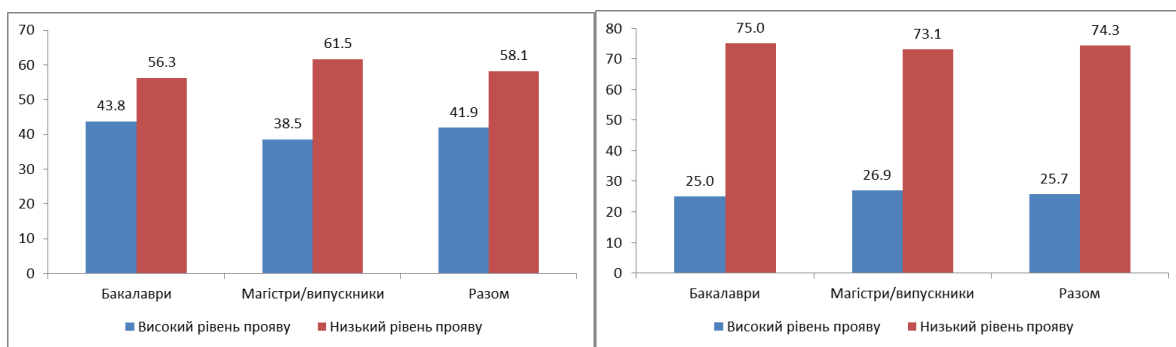
визнана значущою. Надзвичайно мало бакалаврів надали цьому показнику високу оцінку (4 або 5) – лише 22.9% з опитаних (рис. 1.1.4 (а)).

Порівняно із об'єднаною групою магістрів та випускників, бакалаври вважають перевагу працевлаштування важливішою (на 27.7 п.п.), за критерієм хі-квадрат Йейтса відмінності є значущими (рис. 1.1.4 (б)). Можливо, ця перевага не є настільки пріоритетною для вже працюючих. Не виключено, що з цієї ж причини, протилежною є ситуація із перевагою поєднання навчання з неповною зайнятістю (13.1 п.п.): оцінка значуще (хі-квадрат Йейтса) вища для магістрів (рис. 1.1.4 (г)). Більш того, існує значуща кореляція (0.44) поєднання навчання з неповною зайнятістю із ОС респондентів.



**Рис. 1.1.5. Середня оцінка недоліків освітньої програми**

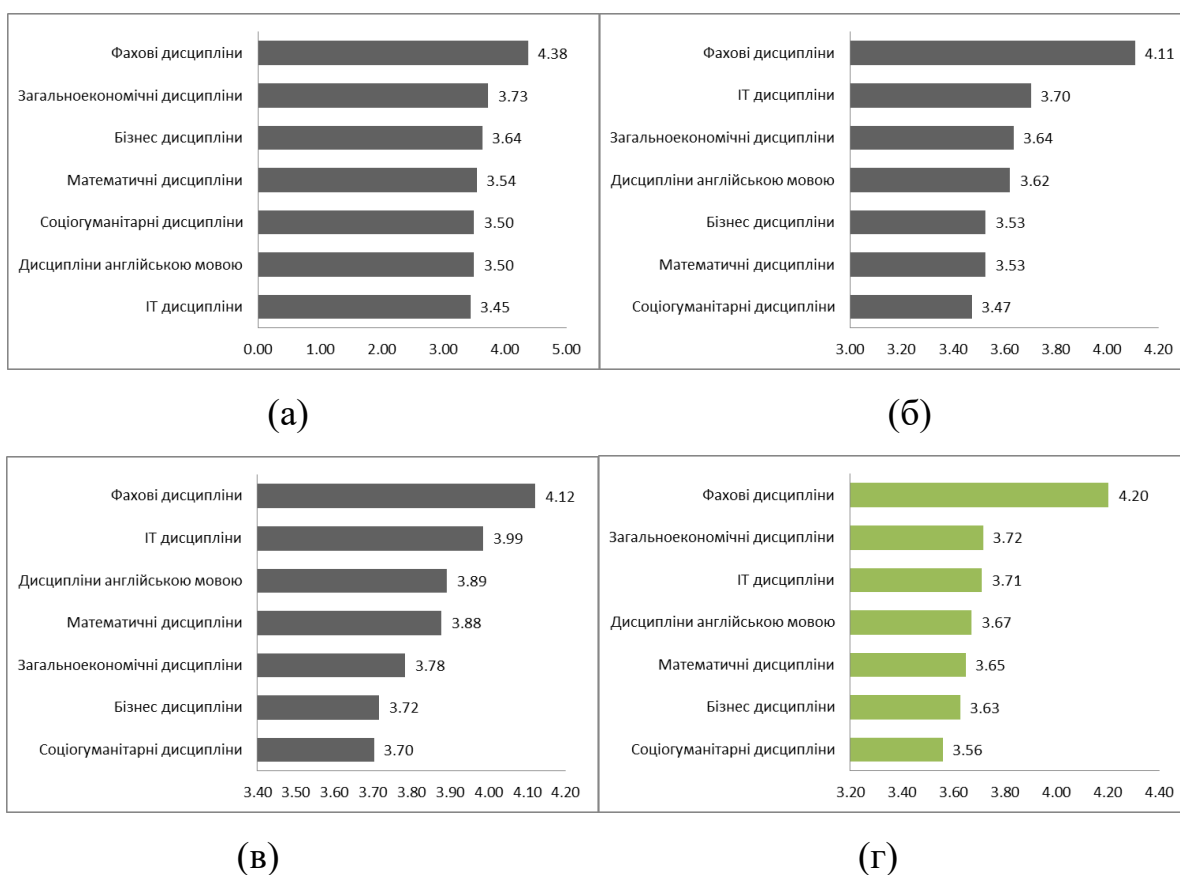
Основними недоліками програми студенти та випускники вважають недостатність дисциплін англійською мовою та обмеження можливостей самостійного вибору дисциплін. Ступінь прояву недоліків респондентами оцінено як середній. Значущих відмінностей у розподілах зведених оцінок для недоліків ОП за освітнім ступенем не виявлено.



**Рис. 1.1.6. Розподіл зведених оцінок для недоліків ОП залежно від статусу: а) обмеження можливостей самостійного вибору дисциплін; б) недостатній набір математичних дисциплін; в) недостатній набір фахових дисциплін; г) недостатність дисциплін англійською мовою; д) обмеження можливостей вибору наукового напрямку дослідження; е) недостатній набір економічних (бізнес) дисциплін).**

## 1.2. Статистичне оцінювання реалізації ОП у навчальному процесі, рівня задоволеності та перспектив розвитку ОП

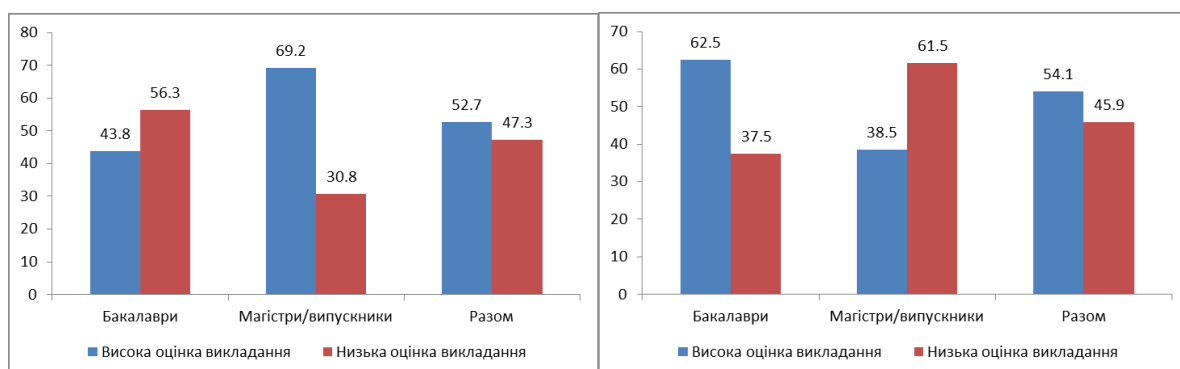
Найвищим із суттєвим відривом є рівень викладання, забезпечення та задоволення системою оцінювання для фахових дисциплін. Середня оцінка для всіх розглядуваних параметрів, які стосуються даних предметів є високою (4.20). Досить високі середні оцінки, хоч і з деякими уточненнями, порівняно з іншими блоками дисциплін отримали загальноєкономічні дисципліни (потребує удосконалення система оцінювання) та ІТ дисциплін (необхідно підвищувати рівень викладання дисциплін).



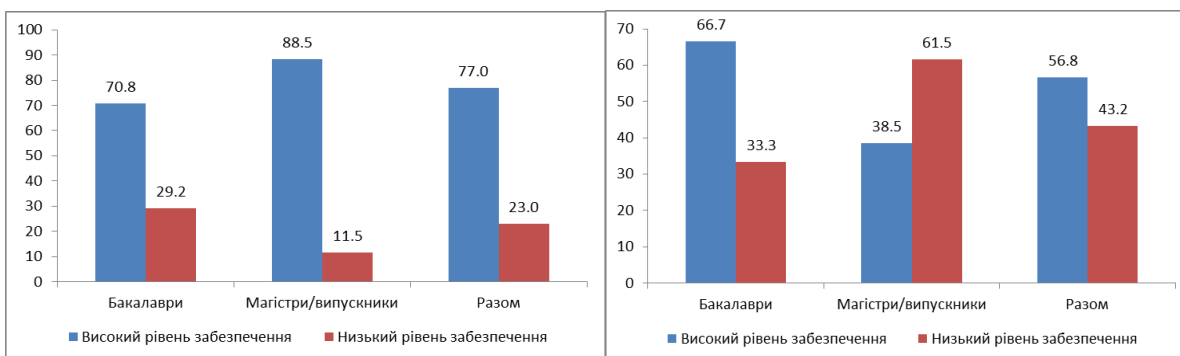
**Рис. 1.2.1. Середня оцінка: а) рівня викладання дисциплін; б) рівня забезпечення дисциплін необхідними супровідними матеріалами; в) рівня задоволення системою оцінювання на даній програмі за блоками дисциплін; г) в цілому.**

Загалом респонденти високо оцінили усі компоненти реалізації програми в навчальному процесі: за винятком проблем, зазначених вище, середніми балами оцінено рівень викладання дисциплін англійською мовою та рівень забезпечення соціогуманітарних дисциплін.

Середні оцінки найнижчі для бізнес та соціогуманітарних дисциплін. На невисокому рівні знаходиться оцінка для математичних дисциплін, особливо в частині рівня забезпечення необхідними супровідними матеріалами.



**Рис. 1.2.2. Розподіл зведених оцінок рівня викладання математичних дисциплін (зліва) та дисциплін англійською (справа).**

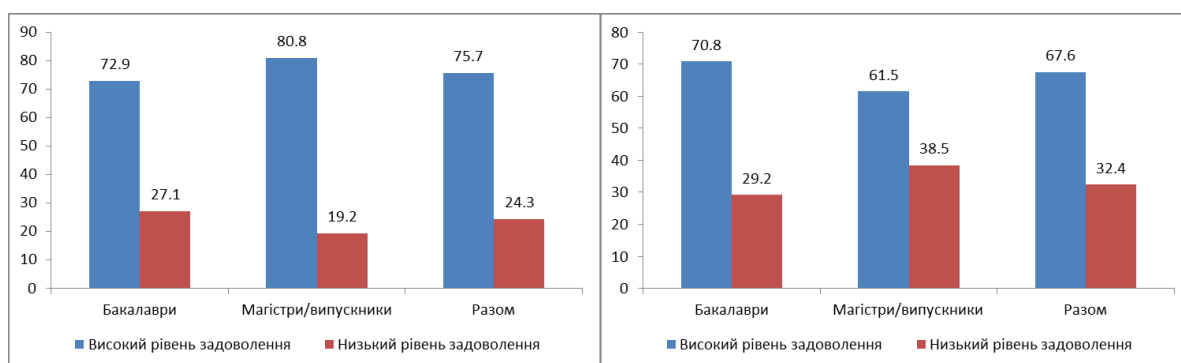


**Рис. 1.2.3. Розподіли зведених оцінок рівня забезпечення необхідними супровідними матеріалами фахових дисциплін (зліва) та дисциплін англійською мовою (справа) за ОС респондента.**

Бакалаври гірше оцінили рівень викладання математичних дисциплін (на 35.4 п.п.) та краще рівень викладання дисциплін англійською (на 24 п.п.), ніж це зробили інші респонденти. Проте довести значущість цих відмінностей не

вдалося (на основі використання критерію хі-квадрат із поправкою Йейтса на неперервність).

Існують значущі відмінності у розподілах зведених оцінок за ОС респондента для рівня забезпечення необхідними супровідними матеріалами дисциплін англійською мовою: дві третини бакалаврів вважають його рівень високим, у той час як серед магістрів та випускників таку оцінку отримано всього від 38.5%. Більша частка магістрів та випускників відносно відповідної частки бакалаврів оцінила рівень забезпечення для фахових дисциплін високо (на 17.7 п.п.), але ці відмінності незначущі. Існує не випадкова кореляція між ОС студента та рівнем забезпечення необхідними супровідними матеріалами дисциплін англійською мовою (-0.37), а також фахових дисциплін (0.26).

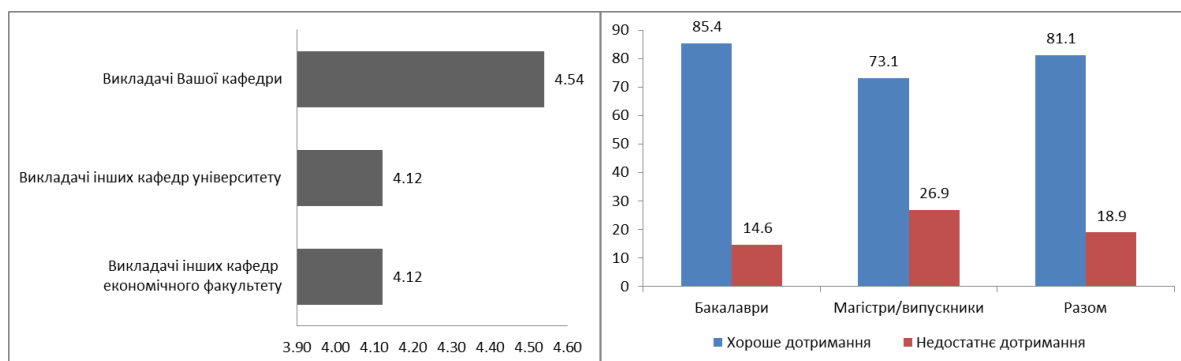


**Рис. 1.2.4 Розподіли зведених оцінок рівня задоволення системою оцінювання фахових дисциплін (зліва) та англійською мовою (справа).**

Варто відмітити, що найсуттєвіші відмінності у рівні задоволення системою оцінювання за ОС респондента не були визнані значущими, але мали той же характер, який мав місце для рівня забезпечення необхідними супровідними матеріалами за аналогічними дисциплінами.

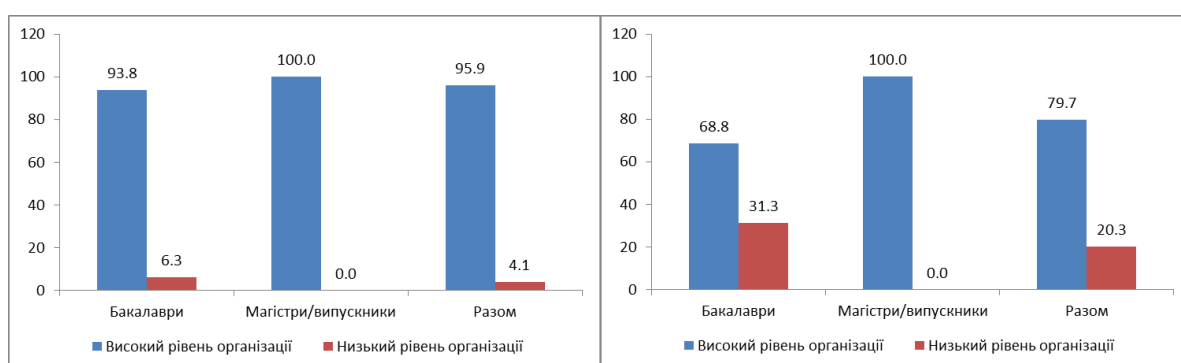
Найкращий показник дотримання правил академічної доброчесності (дуже високий) мають викладачі кафедри статистики, інформаційно-аналітичних систем і демографії. Дещо гірший (але високий) – викладачі інших кафедр університету та економічного факультету (див. рис. 1.2.5). Високим є

середньозважений рівень дотримання студентами стандартів академічної доброчесності – 4.11. Найвищим він є у випусників та бакалаврів програми – 4.20 та 4.17 відповідно, у магістрів дещо нижчий – 3.88.



**Рис. 1.2.5. Рівень дотримання правил академічної доброчесності викладачами (зліва) та самими респондентами залежно від статусу (самооцінка, справа).**

Розглянемо ситуацію для рівня організації навчального процесу. Середній бал для узагальненого показника «рівень організації навчального процесу» є високим (4.45). Всі без винятку магістри та випусники відмічають високий рівень організації навчального процесу.



**Рис.1.2.6. Розподіл зведених оцінок для рівня дотримання розкладу (зліва) та вчасне інформування про зміни у розкладі (справа).**

Здається дивним те, що бакалаври вбачають деякі проблеми: незважаючи на наявність електронного розкладу, який оперативно надається старостам і поширюється серед студентів, для цієї групи середня оцінка для рівня дотримання розкладу становить 4.33, а середня оцінка за вчасне інформування про зміни у розкладі складає взагалі 3.85, тобто майже третина (31.3%) бакалаврів вважають рівень організації інформування про зміни у розкладі недостатнім (оцінки «1», «2» і «3»). Крім того, відмінності між групою бакалаврів та іншими респондентами за ставленням до вчасного інформування про зміни у розкладі визнано значущими (за точним тестом Фішера), а сам фактор має середню рангову кореляцію (0.31) із ОС респондентів.

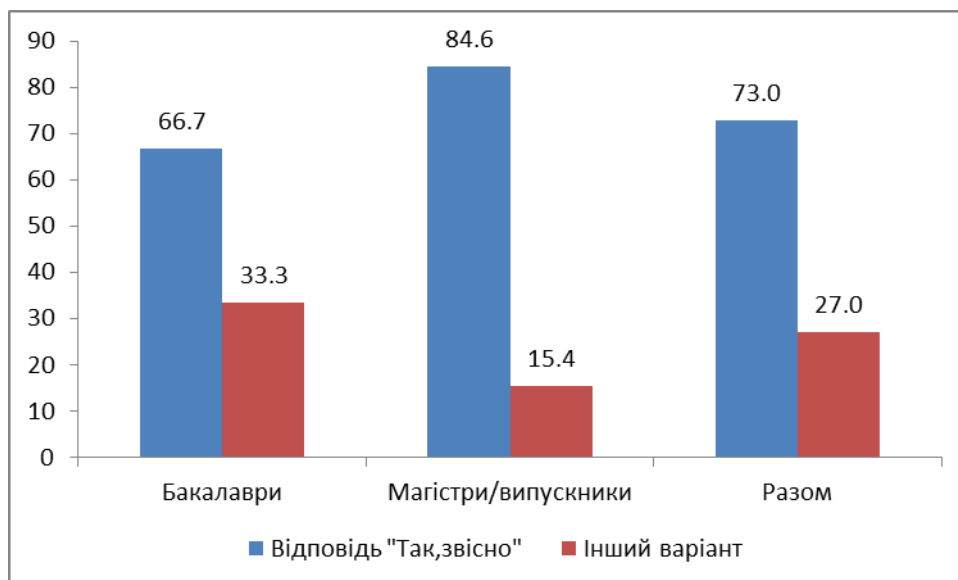
Було підсумовано відповіді респондентів на питання: «Якби ви володіли інформацією, яку ви зараз маєте про навчання на даній програмі в університеті перед вступом чи обрали би ви її?». Тобто ретроспективний погляд на освітню програму.

Відповіді залежно від статусу респондента були наступними (див. табл. 1.2.1):

*Таблиця 1.2.1*

**Розподіл відповіді на питання за ОС респондента у бінарному вигляді**

| Статус респондента  | Відповідь, n (%) |                                                                                                                           | Разом |
|---------------------|------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------|
|                     | Так, звісно      | Обрав би іншу програму на ЕФ університету/інший факультет/інший університет/не пішов би навчатися взагалі (для магістрів) |       |
| Бакалаври           | 32 (66,7)        | 16 (33,3)                                                                                                                 | 48    |
| Магістри/випускники | 22 (84,6)        | 4 (15,4)                                                                                                                  | 26    |
| Разом               | 54 (73)          | 20 (27)                                                                                                                   | 74    |



**Рис. 1.2.7. Розподіл відповідей респондентів в форматі «Так, звисно» (респондент би обрав(ла) ОП знову) та «Інший варіант» за ОС респондента.**

Як бачимо з табл. 1.2.1, рис. 1.2.7, загалом дещо більше чверті респондентів є незадоволеними ОП у ретроспективі. Очікувано, бакалаври більш схильні змінювати своє ставлення до освітньої програми: рівно третина з них не обрала варіант «обрав(ла) би знову». Серед магістрів та випускників подібним чином відреагувало лише 15.4%. Можна припустити, що магістри та випускники, пройшовши етап бакалаврату, вже мають більш сформоване уявлення та, відповідно, більш відповідні реальності очікування відносно своїх потреб, обравши освітню програму вдруге. Однак відмінності між групами респондентів не є статистично значущими.

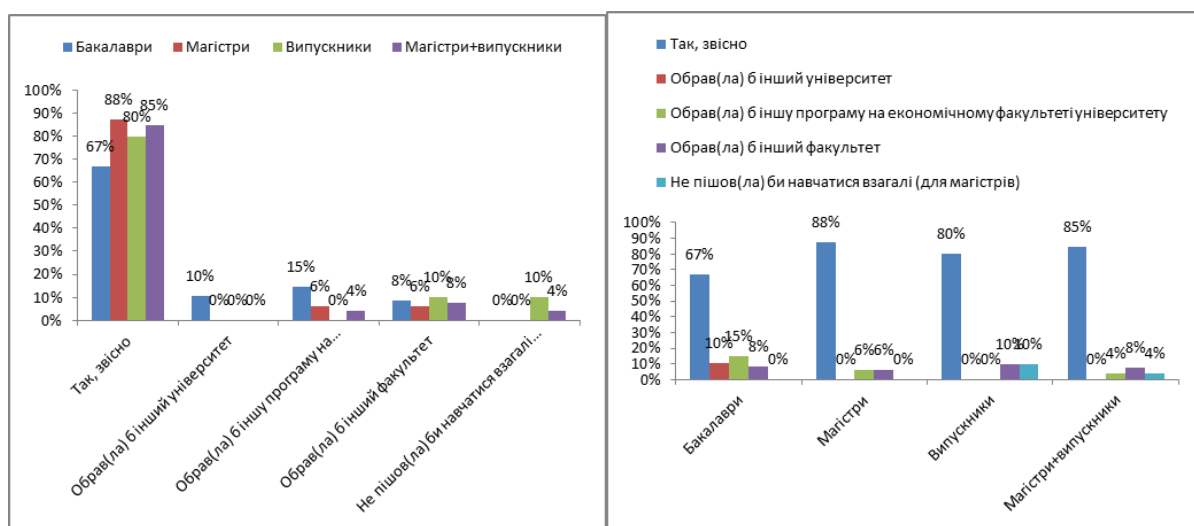
До вищезазначених висновків можна додати наступне:

1) магістри більш схильні обирати «так, звисно», ніж випускники (88% проти 80%)

2) виключно бакалаври обрала б інший університет (10%), проте все ж більша частка (15%) з них обмежилась би іншою програмою, а ще 8% обрала б інший факультет.

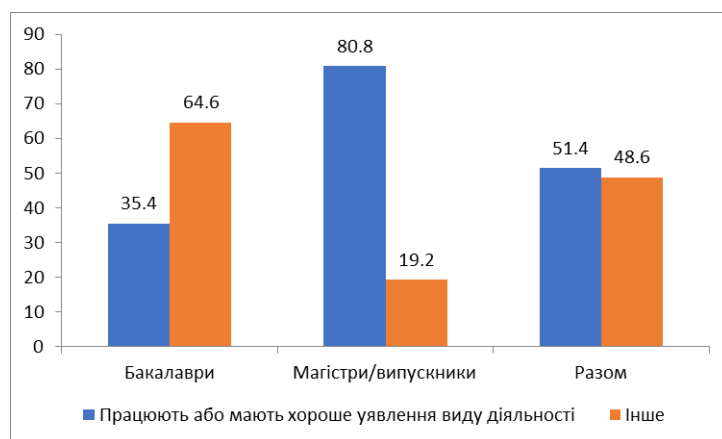
3) радикальний варіант «Не пішов(ла) би навчатися взагалі» обрали лише випускники. Ніхто із випускників не обрав варіанти «обрав(ла) б іншу програму навчання» та «обрав(ла) б інший університет». Тобто, серед цієї групи респондентів якщо хтось і мав би намір змінити ОП, то був би обраний тільки варіант зміни факультету (10%).

4) можна побачити, що не тільки магістри і випускники в цілому більш помірковані за бакалаврів відносно зміни ОП, але й кожна з цих категорій окремо з меншою вірогідністю б відмовилась від продовження навчання на даній освітній програмі, ніж це зробили б бакалаври.



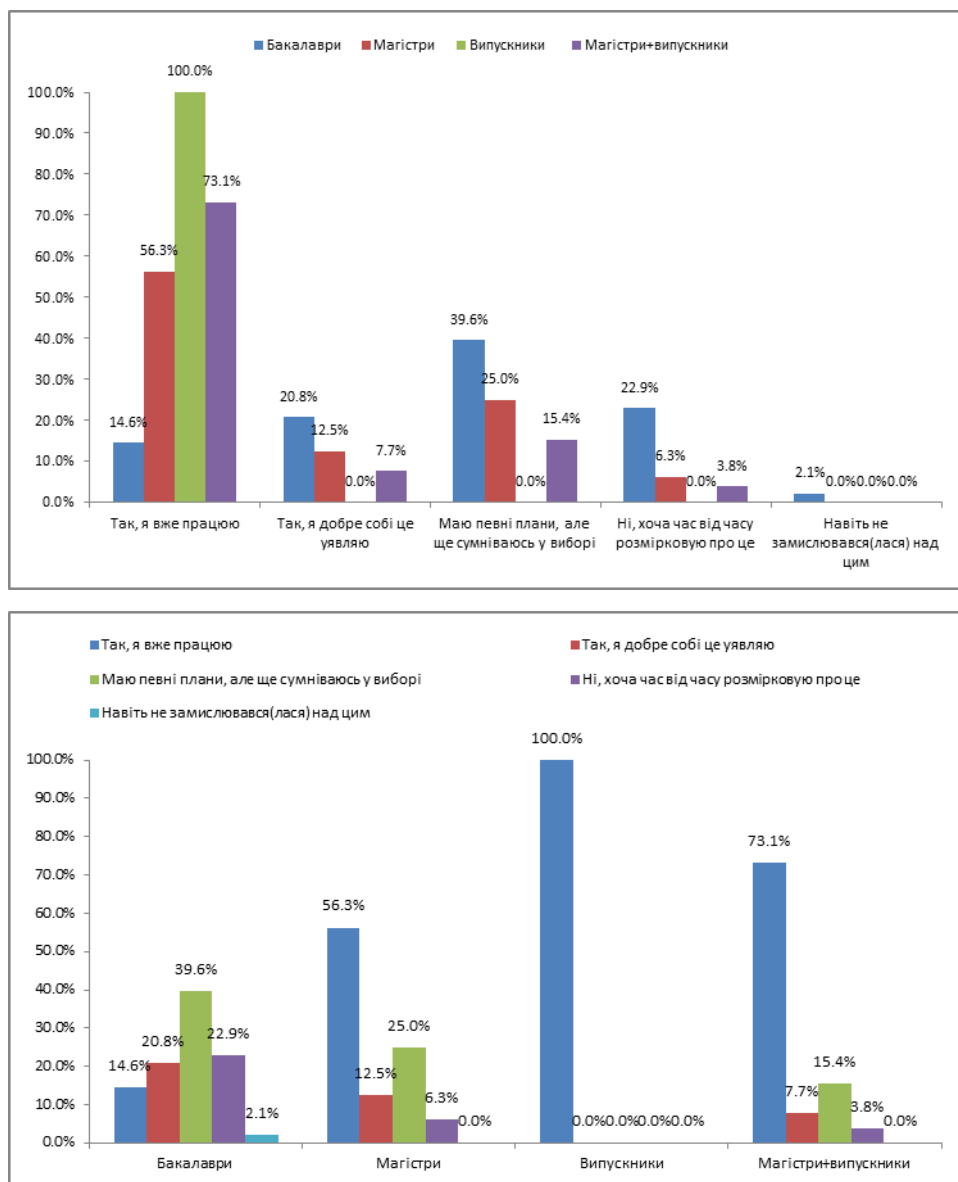
**Рис. 1.2.8. Розподіл відповідей респондентів на питання «Якби ви володіли інформацією, яку ви зараз маєте про навчання на даній програмі в університеті перед вступом чи обрали би ви її?» за ОС респондента.**

Характерною рисою довершеності доволіної освітньої програми є здатність визначати майбутній вид діяльності або хоча б окреслити поле для подальшого працевлаштування. Із цією метою респондентам адресувалося питання: «Чи обрали Ви вид діяльності, яким будете займатися по закінченню навчання в університеті?». Узагальнені результати подано на рисунку 1.2.9.



**Рис. 1.2.9. Розподіл ступеня визначеності щодо виду діяльності по закінченню навчання в університеті.**

Серед опитаних бакалаврів ненабагато більше третини працюють або мають хороше уявлення виду діяльності, серед магістрів та випусників цей процент становить приблизно 81%. Якщо брати саме такий розподіл відповідей (включати у першу групу тільки тих, хто просто має хороше уявлення виду діяльності окрім вже працюючих), відмінності між групами, поділеними за ОС респондентів є значущими. Якщо перекинути в цю ж групу ще й тих, хто має певні плани, але ще сумнівається у виборі, рівень довіри має знизитися, щоб забезпечити значущість відмінностей у розподілах (за точним критерієм Фішера вони будуть існувати, за критерієм хі-квадрат із поправкою Йейтса – вже ні). Тому для подальших досліджень рекомендуємо брати саме такий розподіл за групами респондентів, як подано на рисунку 1.2.9.



**Рис. 1.2.10. Деталізовані розподіли відповідей респондентів на питання «Чи обрали Ви вид діяльності, яким будете займатися по закінченню навчання в університеті?» за освітніми ступенями.**

З рисунку 1.2.10 окрім вищезазначених висновків зазначимо, що:

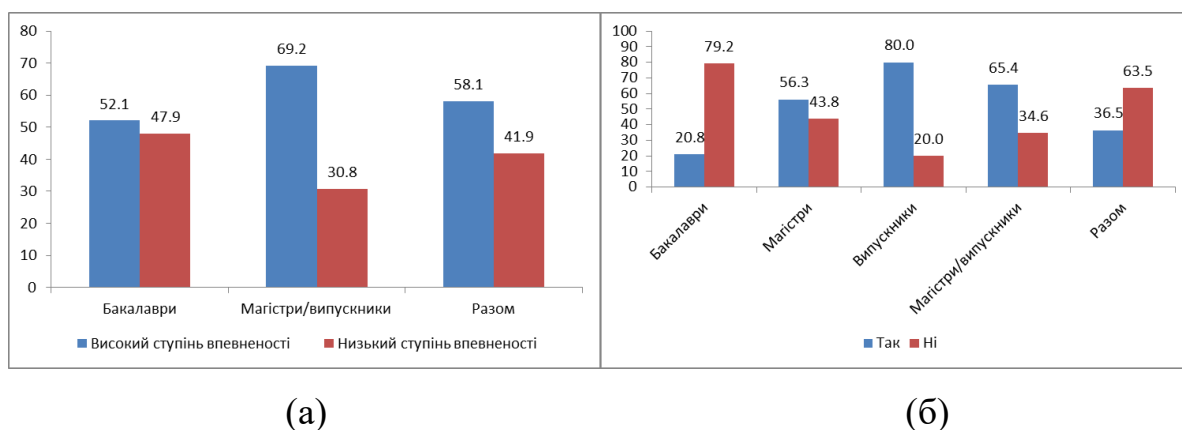
1) Всі випускники працюють. Тому аналізуватимемо далі тільки магістрів та бакалаврів.

2) Серед бакалаврів вже працюють 14.6% студентів, магістрів – 56.3% (майже в 4 рази більше). Водночас серед бакалаврів значно більше процент тих, хто добре уявляє майбутню робочу діяльність (20.8%) проти 12.5% серед

магістрів. Аналогічна ситуація із тими, хто «час від часу розмірковує» про вид діяльності після університету (22.9% серед бакалаврів, 6.3% магістрів). Можна припустити, що деякою мірою зазначені у цьому пункті переважаючі частки серед бакалаврів інтегруються потім у працюючих серед студентів магістратури, забезпечуючи їм безперечну перевагу у проценті працевлаштованих відносно бакалаврів.

3) Цікаво, що більш численною групою студентів є не ті, хто добре собі уявляє майбутній вид діяльності, а ті, хто сумнівається у виборі: як серед бакалаврів (39.6%, найчисленніша група серед них), так і серед магістрів (25.0%). Це вказує на важливість проведення профорієнтаційних заходів, особливо серед бакалаврів.

4) Навіть не замислювалися про майбутній вид діяльності 2.1% бакалаврів, що є незначним процентом.



**Рис. 1.2.11. Розподіл зведених оцінок за ОС для: а) ступеня впевненості того, що в майбутньому опитувані працюватимуть за фахом; б) тих, хто пробував та не пробував працювати за фахом.**

Магістри та випускники більшою мірою впевнені, що в майбутньому працюватимуть за фахом (69.2%), ніж бакалаври (52.1%). Серед магістрів і випускників вже працювали за спеціальністю 65.4% (процент, майже аналогічний до проценту впевнених, що вони працюватимуть за фахом у майбутньому) та 20.8% бакалаврів (цей процент значно нижчий, ніж процент

бакалаврів, які мають високий ступінь впевненості того, що в майбутньому працюватимуть відповідно до фаху).

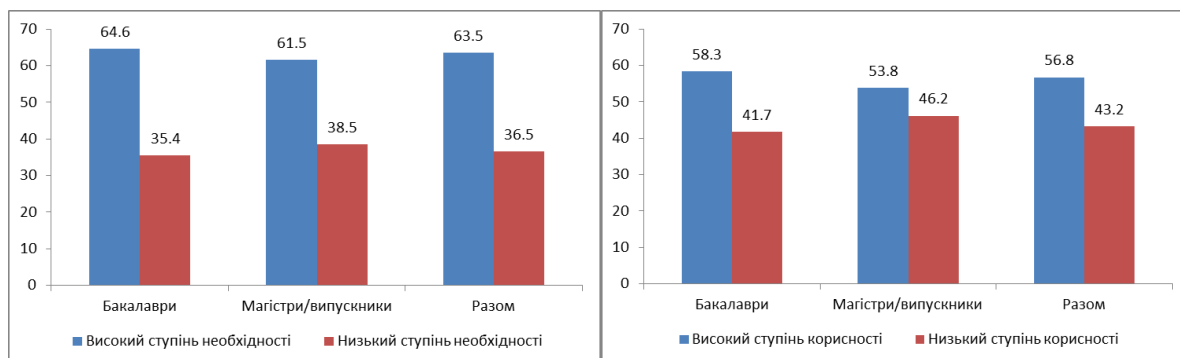
Серед магістрів працюють за фахом 56.3%, серед випускників 80%. «Першою спробою» сил задоволено половина бакалаврів та 82.4% магістрів та випускників. В цілому серед респондентів таких 70.4%.

*Таблиця 1.2.2*

**Розподіл за ступенем задоволеності першою «спробою сил» у роботі за фахом за освітніми ступенями**

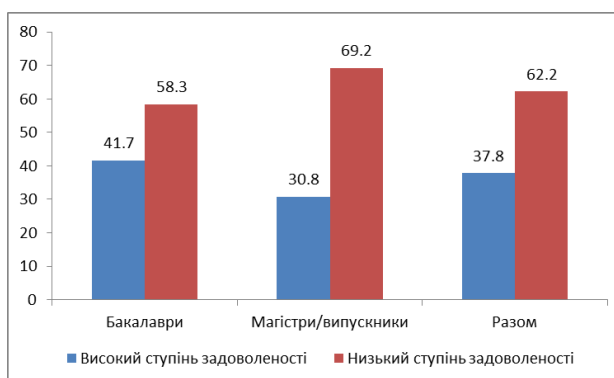
| Статус респондента     | Ступінь необхідності проведення профорієнтаційної роботи | Ступінь корисності проведення профорієнтаційної роботи | Ступінь задоволеності профорієнтаційною роботою |
|------------------------|----------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------|-------------------------------------------------|
| Бакалаври              | 3.85                                                     | 3.56                                                   | 3.15                                            |
| Магістри               | 3.88                                                     | 3.56                                                   | 3.31                                            |
| Випускники             | 3.70                                                     | 3.40                                                   | 3.10                                            |
| Магістри та випускники | 3.81                                                     | 3.50                                                   | 3.23                                            |
| Разом                  | 3.84                                                     | 3.54                                                   | 3.18                                            |

Бакалаври меншою мірою за середнім балом ніж інша група опитуваних є задоволеними профорієнтаційною роботою (рис. 1.2.12 (в)) та вважають її більш необхідною (рис. 1.2.12 (а)) і корисною (рис. 1.2.12 (б)), ніж магістри та випускники. Це все в системі однозначно говорить про необхідність удосконалення проведення профорієнтаційної роботи за ОП або (також) про нерівномірність її проведення на користь магістрів.



(а)

(б)



(в)

**Рис. 1.2.12. Розподіл зведених оцінок ступеня необхідності профорієнтаційної роботи за ОП (а), а також ступеня корисності (б) та задоволеності (в) її проведення під час навчання.**

Таблиця 1.2.3

**Середній бал за основними характеристиками профорієнтаційної роботи за освітніми ступенями**

| Статус респондента     | Ступінь необхідності проведення профорієнтаційної роботи | Ступінь корисності проведення профорієнтаційної роботи | Ступінь задоволеності профорієнтаційною роботою |
|------------------------|----------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------|-------------------------------------------------|
| Бакалаври              | 3.85                                                     | 3.56                                                   | 3.15                                            |
| Магістри               | 3.88                                                     | 3.56                                                   | 3.31                                            |
| Випускники             | 3.70                                                     | 3.40                                                   | 3.10                                            |
| Магістри та випускники | 3.81                                                     | 3.50                                                   | 3.23                                            |
| Разом                  | 3.84                                                     | 3.54                                                   | 3.18                                            |

На підставі середніх значень за всіма характеристиками (табл. 1.2.3) можна побачити, що окрім вищезазначених проблем із профорієнтаційною роботою для бакалаврів:

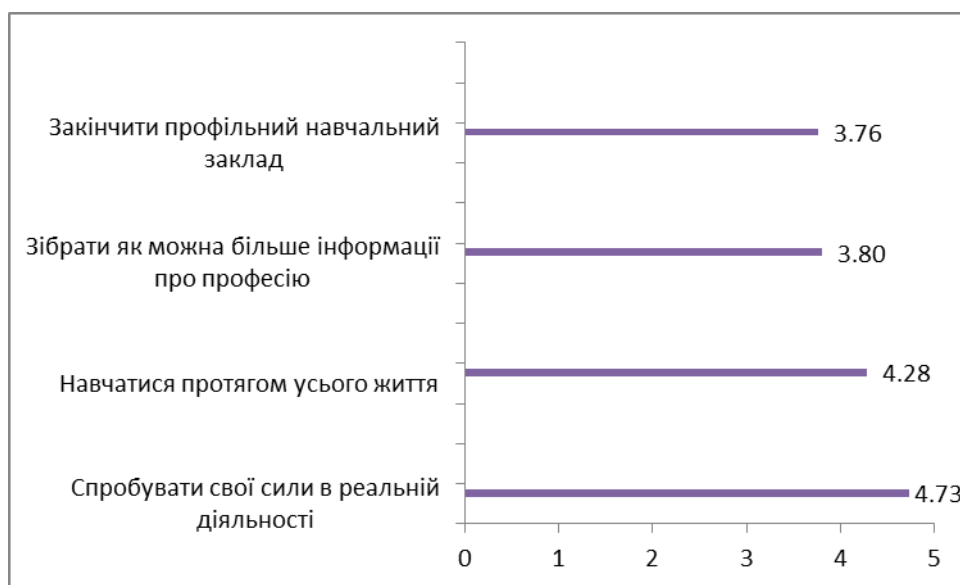
1) Магістри більшою мірою вважають необхідним проведення профорієнтаційної роботи, ніж бакалаври та випускники. Випускники програми оцінюють її необхідність найслабкіше.

2) Існує негативна тенденція випускників гірше оцінювати ступінь корисності та задоволеності щодо даного аспекту відносно магістрів.

3) Бакалаври менш задоволені профорієнтаційною роботою, ніж магістри.

4) Ступінь необхідності проведення профорієнтаційної роботи – високий, корисності – між високим та середнім, а задоволеності – середній.

Респонденти вважають дуже важливим спробувати свої сили в реальній діяльності, щоб бути хорошим спеціалістом (середня оцінка 4.73). Ненабагато меншу вагу надають необхідності навчатись протягом усього життя (4.28). Досить високо оцінені та приблизно однакову цінність мають необхідність закінчити профільний навчальний заклад та збирання якомога більше інформації про професію (3.76 та 3.80 відповідно).



**Рис. 1.2.13. Середній бал необхідності деяких дій, щоб бути хорошим спеціалістом.**

*Таблиця 1.2.4*

**Середній бал за необхідністю деяких дій, щоб бути хорошим спеціалістом, за освітніми ступенями**

| Статус респондента     | Спробувати свої сили в реальній діяльності | Навчатися протягом усього життя | Зібрати як можна більше інформації про професію | Закінчити профільний навчальний заклад |
|------------------------|--------------------------------------------|---------------------------------|-------------------------------------------------|----------------------------------------|
| Бакалаври              | 4.75                                       | 4.21                            | 3.92                                            | 3.73                                   |
| Магістри               | 4.56                                       | 4.44                            | 3.63                                            | 3.88                                   |
| Випускники             | 4.90                                       | 4.40                            | 3.50                                            | 3.70                                   |
| Магістри та випускники | 4.69                                       | 4.42                            | 3.58                                            | 3.81                                   |
| Разом                  | 4.73                                       | 4.28                            | 3.80                                            | 3.76                                   |

Як показують дані (табл. 1.2.4), для випускників важливіше за будь-кого спробувати свої сили в реальній діяльності (4.90 проти 4.75 для бакалаврів та 4.56 для магістрів). Даний фактор займає перше місце по важливості для всіх груп респондентів. Для магістрів навчатись протягом усього життя є більш пріоритетним, ніж для інших (4.44 проти 4.21 для бакалаврів та 4.40 для випускників) й за значущістю для них він майже не поступається намаганням перевірки сил на роботі, займаючи друге місце для всіх груп по важливості цієї дії. Бакалаври з особливою увагою ставляться до пункту «зібрати як можна більше інформації про професію» (3.92, третє місце для бакалаврів по важливості, четверте для всіх інших). Закінчити профільний заклад порівняно з іншими групами опитуваних більше всього прагнуть магістри (3.88).

## РОЗДІЛ 2. СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ ФАКТОРІВ ЗАДОВОЛЕНOSTІ НАВЧАННЯ НА ОСНОВІ ЛОГІТ І ПРОБІТ МОДЕЛЕЙ

### 2.1. Загальний огляд моделей бінарного вибору

Для подолання проблем лінійної моделі існує клас моделей бінарного вибору, які фактично, описують вірогідність того, що безпосередньо результативна ознака  $y_i = 1$ , хоча часто отримуються із закладеної в основу латентної змінної [5]:

$P\{y_i = 1 | x_i\} = G(x_i, \beta)$  для деякої функції  $G(\cdot)$ . Це рівняння означає, що вірогідність  $y_i = 1$  залежить від вектору пояснюючих змінних  $x_i = (x_{i1}, x_{i2})'$ ,  $x_{i1} \equiv 1$ , що містить індивідуальні характеристики. Звичайно обмежуються функціями виду  $G(x_i, \beta) = F(x_i' \beta)$ . Оскільки  $F(\cdot)$  як і  $G(\cdot)$  повинна знаходитись в інтервалі  $[0; 1]$ , логічним є обрати функцію  $F$  у вигляді деякої функції розподілу. Найбільш загальними варіантами такого вибору є:

функція стандартного нормального розподілу

$$F(\omega) = \Phi(\omega) = \int_{-\infty}^{\omega} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}t^2\right\} dt,$$

яка приводить до пробіт-моделі та функція стандартного логістичного розподілу, що задається як

$$F(\omega) = L(\omega) = \frac{e^{\omega}}{1 + e^{\omega}},$$

і в результаті дає логіт-модель. Стандартна нормальна та стандартна логістична випадкові змінні мають математичне очікування, рівне нулю. Оскільки ці функції розподілу схожі, при коректуванні відмінностей у масштабі отримуються схожі результати.

Умови першого порядку для логіт-моделі виглядають наступним чином:

$$\sum_{i=1}^N \hat{p}x_i = \sum_{i=1}^N y_i x_i$$

Тобто сума оцінених ймовірностей рівна  $\sum_i y_i$  або кількості спостережень у вибірці, для яких  $y_i = 1$  (прогнозна частота рівна фактичній частоті). Для пробіт-моделі така властивість характерна лише наближено.

Порівнювати один з одним різні розподіли, кожний раз маючи різні значення правдоподібності, було б складно [6]. Тому зазвичай параметри в моделях бінарного вибору (в загальному випадку, в моделях із обмеженими залежними змінними) оцінюються методом максимальної правдоподібності. Для цього використовується показник відношення правдоподібності (likelihood ratio, LR), який рівний відношенню правдоподібності для даного популяційного значення до максимального його значення (maximum likelihood estimation, MLE). За визначенням, LR буде дорівнювати одиниці в точці, що відповідає MLE. Форма розподілу LR буде аналогічна розподілу самої правдоподібності і нагадувати параболу із опущеними вниз гілками.

Для обчислення  $\log L_0$ , необов'язково оцінювати пробіт або логіт-модель лише із вільним членом. Якщо в моделі присутній тільки постійний член, то функція розподілу не має відношення до обчислення очікуваних ймовірностей і, власне, за моделлю  $P\{y_i = 1\} = p$  для кожного невідомого  $p$ . ММП-оцінка для

$p$  буде  $\hat{p}_i = \frac{N_i}{N} = \frac{\sum_{i=1}^N y_i}{N}$ , тобто оцінка вірогідності є доля одиниць у вибірці.

Тому максимальне значення логарифма правдоподібності буде мати вигляд:

$$\begin{aligned} \log L &= \sum_{i=1}^N y_i \log \frac{N_1}{N} + \sum_{i=1}^N (1 - y_i) \log \left( 1 - \frac{N_1}{N} \right) = \\ &= N_1 \log \frac{N_1}{N} + (N - N_1) \log \left( 1 - \frac{N_1}{N} \right), \end{aligned}$$

яке можна безпосередньо обрахувати за об'ємом вибірки  $N$  та вибірковій частоті  $N_1$ .

У випадку коли залежна величина є якісною, точність підбору визначається в термінах наближення спостережуваних частот відгуку розрахованими або ж у термінах здатності моделі передбачати спостережувані відгуки [7].

1) Порівняння з моделлю, яка в якості пояснюючої змінної містить тільки константу.

Чим більше різниця між максимальним значенням логарифмічної функції правдоподібності досліджуваної моделі та максимальним значенням логарифмічної функції правдоподібності, коли всі параметри за винятком вільного члена дорівнюють нулю ( $\log L_1 - \log L_0$ ), тим більше розширена модель доповнює дуже обмежену модель.

$$\text{псевдо } R^2 = 1 - \frac{1}{1 + \frac{2(\log L_1 - \log L_0)}{N}},$$

де  $N$  – кількість спостережень.

Альтернативна міра запропонована Макфаденом [8] (індекс відношення правдоподібності):

$$\text{Макфадена } R^2 = 1 - \frac{\log L_1}{\log L_0}.$$

2) Порівняння коректного і некоректного прогнозування.

Частка некоректних прогнозів подається як

$$\omega r_0 = 1 - \hat{p} \quad \text{якщо } \hat{p} > 0.5;$$

$$\omega r_0 = \hat{p} \quad \text{якщо } \hat{p} \leq 0.5.$$

Нарешті, міра якості підгонки даних моделлю отримується у вигляді

$$R_p^2 = 1 - \frac{\omega r_1}{\omega r_0}.$$

Слід відмітити, що  $\omega r_0 \leq 1/2$ , тобто навіть найпростіша модель прогнозуватиме як максимум половину спостережень некоректно. Якщо у вибірці 95% відповідає  $y_i = 1$ , то маємо  $\omega r_0 = 0.05$ . Відповідно, для того щоб мати перевагу над простою моделлю, довільна модель бінарного вибору потребує більш ніж 95%-е коректне прогнозування. Та як наслідок, частка коректних прогнозів  $(1 - \omega r_1)$  сама по собі мало що свідчить про якість моделі: є можливим, що модель є поганою, коли вона дорівнює 0.95.

Хоча ММП-оцінки є консистентними, функція правдоподібності має бути специфікована коректно, тобто має бути впевненість у правильності покладеного в модель загального виду розподілу. Відхилення будуть приводити до неконсистентних оцінок і, як правило, в моделях бінарного вибору така ситуація виникає, коли вірогідність  $y_i = 1$  як функція від вектора пояснюючих змінних  $x_i$  специфікована некоректно. Такі специфікації відображають гетероскедастичність або ненормальність розподілу (у випадку пробіт-моделі) залишку. Окрім того, може бути поставлена задача протестувати модель на наявність значущих, не включених у неї змінних без необхідності повторної оцінки моделі. Оптимальною структурою для таких тестів є структура множників Лагранжа (МЛ) [9].

МЛ-тести базуються на умовах першого порядку для більш загальної моделі, яка специфікує альтернативну гіпотезу і перевіряється, чи не порушуються ці умови, якщо ми вираховуємо їх в точках оцінок параметрів поточної, обмеженої моделі. Таким чином, якщо ми маємо протестувати наявність  $J$  не включених в модель пояснюючих змінних  $z_i$ , то ми повинні оцінити, чи значуще відрізняється від нуля вираз:

$$\sum_{i=1}^N \left[ \frac{y_i - F(x_i' \hat{\beta})}{F(x_i' \hat{\beta})(1 - F(x_i' \hat{\beta}))} f(x_i' \hat{\beta}) \right] z_i$$

Визначаючи член у квадратних дужках як узагальнений регресійний залишок  $\hat{\varepsilon}_i^G$ , така перевірка означає виконання умови корельованості  $\hat{\varepsilon}_i^G$  і  $z_i$ .

При гетероскедастичності залишків  $\varepsilon_i$  ММП-оцінки будуть неконсистентними. Розглядаючи альтернативну гіпотезу, що дисперсія  $\varepsilon_i$  залежить від екзогенних змінних  $z_i$  як

$$V\{\varepsilon_i\} = kh(z_i'\alpha)$$

для деякої функції  $h > 0$  з  $h(0) = 1$ ,  $k = 1$  або  $\pi^2 / 3$  (для пробіт- та логіт-моделі відповідно),  $h'(0) \neq 0$ . З умов першого порядку, оцінених при нульовій гіпотезі, що  $\alpha = 0$  стає видно, що тест на наявність гетероскедастичності не залежить від вигляду функції  $h(\cdot)$ , а залежить лише від змінних  $z_i$ , які впливають на дисперсію.

Для пробіт-моделі латентна змінна  $y_i^*$  визначається безпосередньо так, що пробіт-модель повністю описується у вигляді

$$y_i^* = x_i'\beta + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim \text{НОНР}(0,1),$$

$$y_i^* = 1, \text{ якщо } y_i^* > 0,$$

$$y_i^* = 0, \text{ якщо } y_i^* \leq 0,$$

Де залишки  $\varepsilon_i$  незалежні від всіх векторів  $x_i$ . Розглянемо тест на нормальність цих залишків з пробіт-моделі. Для неперервно спостережуваної величини тести на нормальність звичайно перевіряють наявність асиметрії й надлишкового ексцесу, тобто справедливості співвідношень  $E\{\varepsilon_i^3\} = 0$  та  $E\{\varepsilon_i^4 - 3\sigma^4\} = 0$ . Подібним чином тести на нормальність проводяться й з неперервними спостереженнями. Альтернативно й часто еквівалентно, можна залишитись в межах структури множників Лагранжа і специфікувати альтернативний розподіл, який є більш загальним, ніж нормальний і протестувати обмеження, що накладаються останнім розподілом. Параметризація відсутності нормальності отримується твердженням, що  $\varepsilon_i$  має функцію розподілу  $P\{\varepsilon_i \leq t\} = \Phi(t + \gamma_1 t^2 + \gamma_2 t^3)$ . Це сімейство розподілів враховує асиметрію й надлишковий ексцес й зводиться до нормального

розподілу, якщо  $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ . Відповідно, тест на нормальність зводиться до тесту на обмеження для цих двох параметрів. В пробіт-моделі вірогідність події  $y_i = 1$  описується в більш загальному вигляді

$$P\{y_i = 1|x_i\} = \Phi\left(x'\beta + \gamma_1(x'\beta)^2 + \gamma_2(x'\beta)^3\right)$$

Тобто, тест на нормальність відповідає критерію на не включення змінних  $(x'\beta)^2$  та  $(x'\beta)^3$ . Відповідно, маємо  $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ , яка перевіряється за допомогою побудови допоміжної регресії одиниць по  $\hat{\varepsilon}_i^G x'$ ,  $\hat{\varepsilon}_i^G (x'\hat{\beta})^2$  і  $\hat{\varepsilon}_i^G (x'\hat{\beta})^3$  й розрахування  $N$  помноженого на  $R^2$ . При нульовій гіпотезі критична статистика має хі-квадрат розподіл із двома степенями свободи. Два додаткові члени в регресії відповідають асиметрії і ексцесу відповідно.

## **2.2. Статистичний аналіз факторів, що не випадково впливають на якість (рівень) викладання дисциплін на спеціальності методом логіт регресії**

Можна висунути припущення, що якість (рівень) викладання дисциплін на спеціальності можна оцінити за такими характеристиками як рівень забезпечення дисциплін необхідними супровідними матеріалами (лекції, презентації, підручники, додаткові джерела інформації) на даній спеціальності, а також рівнем задоволення системою оцінювання на освітній програмі за блоками дисциплін. Вірогідно, покращення наведених параметрів збільшить й оцінку викладання.

Перевіримо дане твердження, наприклад, для дисциплін англійською мовою. Про припустимість такої моделі свідчить існування значущої позитивної рангової кореляції Спірмена (табл. 2.2.1) між якістю викладання

дисциплін англійською мовою та рівнем забезпечення таких дисциплін (змінна «ensuring» в моделі) і задоволенням системою оцінювання на них (змінна «pleasure»). Також, враховуючи статистично значущі відмінності (рис. 1,а) в розподілах забезпечення дисциплін необхідними супровідними матеріалами за освітнім ступенем («Level»), а також значущу кореляцію із вище розглядуваними змінними (окрім «Pleasure»), спробуємо включити також й освітній ступінь в деякі з моделей.

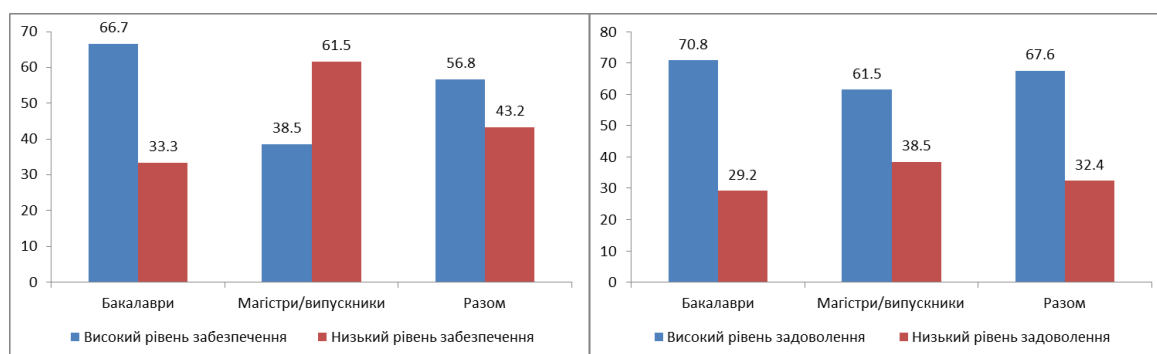
Таблиця 2.2.1

## Рангові кореляції Спірмена

| Variable | Level  | y      | Ensuring | Pleasure |
|----------|--------|--------|----------|----------|
| Level    | 1.00   | -0.38* | -0.37*   | -0.20    |
| y        | -0.38* | 1.00   | 0.72*    | 0.56*    |
| ensuring | -0.37* | 0.72*  | 1.00     | 0.58*    |
| pleasure | -0.20  | 0.56*  | 0.58*    | 1.00     |

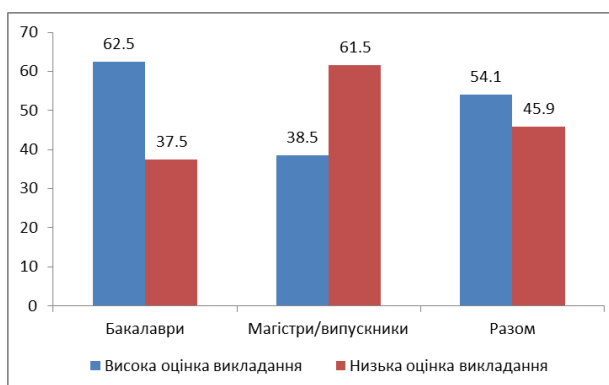
\*) статистично значущі оцінки.

Спочатку розглядатимемо і незалежну, і залежні змінні як бінарні, розглядаючи відповіді респондентів «4» і «5» як високий бал, відповідно оцінки «1», «2», «3» вважатимуться низьким. Для кількісної оцінки впливу факторів на якість викладання дисциплін англійською мовою скористаємося моделлю бінарної логістичної регресії. В рамках цієї моделі порівнюємо моделі із одним, двома та трьома факторами (табл. 2.2.2).



(a)

(б)



(b)

**Рис. 2.2.1. Розподіли зведених оцінок рівня забезпечення необхідними супровідними матеріалами (а); рівня задоволення системою оцінювання дисциплін (б) та якості (рівня) викладання дисциплін на спеціальності (в) дисциплін англійською мовою.**

Таблиця 2.2.2

**Порівняльна таблиця для результатів відношення правдоподібностей одно-, дво- та трифакторної моделей, а також параметрів регресії**

| Models                          | (-2)*Log L, Intercept and Covariates | Parameter |          |          |           |
|---------------------------------|--------------------------------------|-----------|----------|----------|-----------|
|                                 |                                      | Degree    | Ensuring | Pleasure | Intercept |
| Only degree (DF=1)              | 98.16                                | 0.98      | x        | x        | -0.47     |
| Only ensuring (DF=1)            | 71.79                                | x         | 2.91     | x        | -1.47     |
| Only pleasure (DF=1)            | 80.92                                | x         | x        | 2.55     | -1.61     |
| Ensuring+Degree (DF=2)          | 71.29                                | 0.45      | 2.82     | x        | -1.70     |
| Pleasure+Degree (DF=2)          | 77.57                                | 1.06      | x        | 2.59     | -2.31     |
| Pleasure+Ensuring (DF=2)        | 68.45                                | x         | 2.28     | 1.38     | -2.07     |
| Pleasure+Ensuring+Degree (DF=3) | 67.57                                | 0.62      | 2.11     | 1.48     | -2.46     |

Для того, щоб обрати найпростішу і найбільш інформативну модель, проаналізуємо її достовірність на основі різниць відношень правдоподібності. Справа в тому, що ці різниці мають  $\chi^2$  розподіл із тою кількістю ступенів

свободи [10], яка дорівнює різниці степенів свободи для порівнюваних моделей. Загалом, значення відношення правдоподібностей можна уявляти як степінь невизначеності, що закладена у модель (деякою мірою, аналог  $R^2$ ).

Таблиця 2.2.3

**Порівняльна таблиця для різниць відношень правдоподібностей**

| Models                          | LR    | Різниця LR в порівнянні із найкращою відповідною моделлю |
|---------------------------------|-------|----------------------------------------------------------|
| Only ensuring (DF=1)            | 35.89 | x                                                        |
| Only pleasure (DF=1)            | 40.46 |                                                          |
| Ensuring+Degree (DF=2)          | 35.65 | 0.25                                                     |
| Pleasure+Degree(DF=2)           | 38.79 | 1.67                                                     |
| Pleasure+Ensuring(DF=2)         | 34.23 | 1.67                                                     |
| Pleasure+Ensuring+Degree (DF=3) | 33.79 | 0.44                                                     |

Найбільш потужним стало покращення моделі при додаванні до змінної «Ensuring» змінної «Pleasure» (табл.3): враховуючи той факт, що кількість степенів вільності змінилось лише на одиницю, ми можемо сказати, що включати цю змінну було необхідно.

Таблиця 2.2.4

**Рівняння логістичної регресії для виділених страт**

| Рівняння логістичної регресії для прикладу | Рівень забезпечення дисциплін необхідними супровідними матеріалами (x1) | Рівень задоволення системою оцінювання (x2) | Якість (рівень) викладання дисциплін (y) |        |       |
|--------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------|------------------------------------------|--------|-------|
|                                            |                                                                         |                                             | Висока                                   | Низька | Разом |
| $y = e^{(a+x1+x2)} / (1+e^{(a+x1+x2)})$    | Високий (1)                                                             | Високий (1)                                 | 33                                       | 6      | 39    |
| $y = e^{(x1+x2)} / (1+e^{(x1+x2)})$        |                                                                         | Низький (0)                                 | 1                                        | 2      | 3     |

|                                 |             |             |   |    |    |
|---------------------------------|-------------|-------------|---|----|----|
| $y=e^{(a+x^2)}/(1+e^{(a+x^2)})$ | Низький (0) | Високий (1) | 3 | 8  | 11 |
| $y=e^a/(1+e^a)$                 |             | Низький (0) | 3 | 18 | 21 |

Окрім того, всі фактори впливу в цій моделі та вільний член можуть бути визнані статистично значущими, зазначивши, що хоча p-value фактора рівня задоволення системою оцінювання дисциплін близько 0.07, ми вважаємо фактор статистично значущим, врахувавши невеликий обсяг сукупності. Дані для моделі мають наступний вигляд (див. табл. 2.2.4).

Проілюструємо ідею бінарної логістичної регресії на найпростішому прикладі – одні особи мають фактор ризику, інші – ні.

Рівняння логістичної кривої для лінійного наближення логарифму шансів має наступний вигляд:

$$\frac{N_1}{N} = p = \frac{1}{1 + e^{-a-bx}} = \frac{e^{a+bx}}{1 + e^{a+bx}},$$

де  $p$  – вірогідність для одиниці сукупності мати фактор ризику,  $x$  – показник належності до групи із фактором ризику, рівний 1 у тих, хто його має, а 0 – не має. Відповідно, вираз  $a + bx$  спрощується до  $a + b$  в групі ризику та  $a$  в групі контролю. Тоді легко помітити, що

$$p = \frac{e^a}{1 + e^a} \text{ в групі контролю}$$

$$p = \frac{e^{a+b}}{1 + e^{a+b}} \text{ в групі ризику}$$

Враховуючи, що  $p / (1 - p) = e^{a+bx}$  :

$$\log L = N_1(a + bx) - N \ln(1 + e^{a+bx})$$

Результативна змінна – бінарна («1»/«0»). Створимо також позначення:

1) Група, в якій результативна змінна приймає значення «1», кількість одиниць з групи ризику позначимо як  $N_{11}$ , а в контрольній групі –  $N_{10}$ .

2) Загальна кількість спостережень становитиме в групі ризику  $n_1$ , а в контрольній групі  $n_0$ .

Очевидно, що  $N_1 = N_{11} + N_{10}$ ,  $N = n_1 + n_0$ .

Скористаємось тим, що  $x$  може мати тільки два значення – 1 (у групі з фактором ризику) та 0 (у контрольній групі). Вважаючи дані відсортованими таким чином, що перші  $N_{11}$  одиниць спостереження знаходяться в групі із дією фактора впливу, отримаємо:

$$\begin{aligned} \log L &= \sum_k (a + bx) - \sum_n \ln(1 + e^{a+bx}) = N_{10}a + N_{11}a + N_{11}b - n_1 \ln(1 + e^{a+b}) - n_0 \ln(1 + e^a) = \\ &= N_1a + N_{11}b - n_1 \ln(1 + e^{a+b}) - n_0 \ln(1 + e^a). \end{aligned}$$

Для нашої двофакторної та взагалі будь-якої моделі відповідну формулу для кожної окремої групи можна узагальнити так:

$$\log L = d(a + b_1x_1 + \dots b_nx_n) - n \ln(1 + e^{a+b_1x_1+\dots b_nx_n}),$$

де  $x_1, x_2, \dots, x_n$  можуть приймати значення 0 або 1 залежно від обраної страти,  $d$  – кількість осіб, яка обрала варіант «1» обраної страти, а  $n$  – сумарна кількість осіб у даній страті.

У нашому прикладі відповідні рівняння для логарифмів правдоподібностей по стратах та сумарне рівняння  $\log L$  мають наступний вигляд (табл. 2.2.5):

Таблиця 2.2.5

#### Рівняння для логарифмів правдоподібностей

| Рівень | Рівень | $\log L =$ | Сумарне рівняння |
|--------|--------|------------|------------------|
|--------|--------|------------|------------------|

| забезпечення<br>дисциплін<br>необхідними<br>супровідними<br>матеріалами<br>(x1) | задоволення<br>системою<br>оцінювання<br>(x2) |                                            | логарифма<br>правдоподібності                                                                                                  |
|---------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------|--------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Високий (1)                                                                     | Високий (1)                                   | $33(a+x1+x2)-$<br>$39\ln(1+e^{(a+x1+x2)})$ | $\text{Log}L=40a+34x1+36x2-$<br>$39\ln(1+e^{(a+x1+x2)})-$<br>$3\ln(1+e^{(a+x1)})-$<br>$11\ln(1+e^{(a+x2)})-$<br>$21\ln(1+e^a)$ |
|                                                                                 | Низький (0)                                   | $1(a+x1)-$<br>$3\ln(1+e^{(a+x1)})$         |                                                                                                                                |
| Низький (0)                                                                     | Високий (1)                                   | $3(a+x2)-$<br>$11\ln(1+e^{(a+x2)})$        |                                                                                                                                |
|                                                                                 | Низький (0)                                   | $3a-21\ln(1+e^a)$                          |                                                                                                                                |

Потрібно знайти таку комбінацію невідомих параметрів, для яких  $\log L$  максимальний.

Іноді знайти точне аналітичне рішення для правдоподібності відносно складно й вдаються до відношення правдоподібностей (LR). Можна наближено спростити розрахункову формулу до т.зв. квадратичного наближення [11]:

$$LR = -\frac{1}{2} \frac{(MLE - p)^2}{S^2},$$

де  $S$  – стандартна похибка параметра, що відповідає кривизні параболи у точці  $MLE$ .

Завдяки наявності квадратичного наближення стає можливим оцінка параметрів, навіть якщо аналітичне рішення відсутнє або надзвичайно складне. Рішення йде ітеративним шляхом, тобто спочатку в формулу підставляють значення, які є не більш ніж гіпотетичними відносно істинних. Далі ці значення дещо змінюються і проводиться оцінка  $LR$  і  $MLE$ . Процес триває до тих пір, доки зміни не стабілізуються.

Ще одним підходом встановлення достовірності параметрів моделі є використання квадратичного наближення. Дійсно, знайшовши максимально

правдоподібне значення параметрів та розрахувавши відношення правдоподібностей, можемо визначити дисперсію даних:

$$\text{Якщо } \log LR = -\frac{1}{2} \frac{(MLE - p)^2}{S^2}, \text{ тоді } S^2 = -\frac{1}{2} \frac{(MLE - p)^2}{\log LR}.$$

На квадратичному наближенні засновано декілька тестів статистичної достовірності. Тест Вальда (Wald) використовує отримані за допомогою квадратичного наближення параметри [12]. В загальній формі при порівнянні значення параметра з нульовим ( $p = 0$ ) він отримує вигляд

$$z = MLE / S,$$

де  $z$  – значення квантилів нормального розподілу.

Ще одним тестом, що використовує наближену оцінку LR, є «тест балів» (score test) [13]. Відбувається спроба застосувати наближене рівняння, яке має такий же нахил і крутизну, як і функція відношень правдоподібності у нульовій точці. Можна показати, що нахил цієї кривої

$$\frac{N_1}{p} - \frac{N - N_1}{1 - p}, \text{ а кривина } -\frac{N_1}{p^2} - \frac{N - N_1}{(1 - p)^2}.$$

Слід зазначити, що в тесті Вальда теж по суті розраховуються значення нахилу і крутизни для квадратичного наближення  $a(p - b)^2$ . Однак в цьому випадку параметри  $a$  і  $b$  розраховуються в точці  $MLE$  – в точці перегину, тобто перша похідна по  $p$  буде завжди рівна 0, а коефіцієнт  $b$  буде рівний  $MLE$ . Відповідно, розрахунки зводяться до оцінки другої похідної  $\log LR$  в точці  $MLE$  і отримане значення, поділене на 2 й є множником  $a$ . Для тесту Вальда тоді рівняння апроксимації буде  $a(p - MLE)^2$ . Порівнюючи вирази для  $\log LR$ , можна впевнитись, що

$$S = \sqrt{\frac{1}{\left. \frac{\partial^2 \log LR}{\partial p^2} \right|_{\log LR = MLE}}}.$$

Вибір тесту на достовірність для логіт-регресії обирається, враховуючи деякі аспекти. Перший – тест Вальда і тест балів використовують квадратичну апроксимацію і відповідно, залежать від шкали, яку обрали для трансформації параметрів, які вивчаються. Тест відношень правдоподібностей цього недоліку немає. W. Dupont [14] вважає, що тест відношень правдоподібностей і тест балів є більш точними, тому слід оцінювати параметри на їх основі. Якщо три тести дають розрізнені результати, це говорить про погану відповідність між  $\log LR$  і квадратичною функцією апроксимації. У цій ситуації рекомендують трансформувати змінні для того, щоб розбіжності між тестами знизились.

Таблиця 2.2.6

#### Оцінки максимальної правдоподібності для пробіт-моделі

| Parameter | DF   | Estimate | Standard Error | Wald Chi-Square | Pr > ChiSq |
|-----------|------|----------|----------------|-----------------|------------|
| Intercept | 1.00 | -2.07    | 0.62           | 11.18           | 0.00       |
| pleasure  | 1.00 | 1.38     | 0.75           | 3.36            | 0.07       |
| ensuring  | 1.00 | 2.28     | 0.67           | 11.64           | 0.00       |

Статистика Вальда (табл. 2.2.6) показує, що розраховані коефіцієнти достовірно відрізняються від нуля. Стовець «стандартизованих» показників для коефіцієнтів регресії отриманий шляхом приведення їх до однакового масштабу (діленням різниці первинного значення і середнього по всій групі на відповідне стандартне відхилення), що зручно для порівняння значущості факторів у впливі на залежну змінну – у даному разі картина не змінюється: вплив рівня забезпечення для дисциплін англійською мовою необхідними

супровідними матеріалами сильніший за вплив задоволення системою оцінювання.

Розподіл  $\chi^2$  з одним ступенем вільності аналогічний до нормального розподілу ( $z$ ) лише з тою різницею, що значення взято в квадрат. Із відповідності розподілу логарифму відношень правдоподібності нормальному виникає можливість оцінити довірчі інтервали [15]. Якщо, наприклад, довірчий інтервал знаходиться у межах  $\pm 1,96$ , то відповідно, граничні значення логарифму відношень правдоподібності будуть рівні  $1,92 = \frac{1,96^2}{2}$ . Відповідне значення власне самих відношень правдоподібності складатиме  $0,147 (e^{-1,92})$ . Спираючись на ці цифри, можна визначити довірчий інтервал для популяційних значень, сумісних із зібраними даними.

Ймовірність того, що респондент буде незадоволений рівнем викладання дисциплін англійською мовою складає  $e^{0.62}/(1 + e^{0.62})$  і становить 0,11 (в 95 випадках з 100 буде лежати в межах  $[0.04; 0.30]$ ).

Таблиця 2.2.7

#### Визначення граничних ефектів коваріат

| Parameter | Estimate | Mean | Estimate*Mean | $f(Z) = \delta p / \delta Z = e^Z / (1 + e^Z)^2$ | Marginal effect = Estimate*f(z) |
|-----------|----------|------|---------------|--------------------------------------------------|---------------------------------|
| Intercept | -2.07    | 1.00 | -2.07         | x                                                | x                               |
| pleasure  | 1.38     | 3.62 | 4.98          | 0.00001                                          | 0.00001                         |
| ensuring  | 2.28     | 3.89 | 8.87          | 0.00001                                          | 0.00002                         |
| Total     | x        | x    | 11.78         | x                                                | x                               |

Тобто, граничні ефекти для моделі можна інтерпретувати у такий спосіб:

1) При збільшенні оцінки якості викладання дисциплін на спеціальності 1 бал, імовірність позитивної оцінки рівня викладання дисциплін на спеціальності (отримання оцінок «4» і «5») збільшується на 0.001 п.п.

2) При збільшенні оцінки забезпечення дисциплін необхідними супровідними матеріалами на 1 бал, імовірність позитивної оцінки рівня викладання дисциплін на спеціальності збільшується на 0.002 п.п.

Для подальшого розвинення можливостей інтерпретації звернемось до відношення шансів.

Таблиця 2.2.8

### Відношення шансів та довірчі інтервали для них

|          |      | Effect   | Point Estimate | 95% Wald Confidence Limits |
|----------|------|----------|----------------|----------------------------|
| ensuring |      | pleasure | 3.96           | 0.91 17.2                  |
|          | 9.78 | 2.64     | 36.2           |                            |

Шанси на позитивну оцінку якості викладання дисциплін (табл. 2.2.8) ,більш ніж у 9,5 раз вищі для тих, хто вважає забезпечення дисциплін супровідними матеріалами високим, ніж ті, хто вважає його низьким та приблизно в 4 рази вищі для тих, хто задоволений системою оцінювання, порівняно з протилежним випадком ;відповідні величини із 95% ймовірністю лежать у межах [0.9;17.7] та [2.6;37.2] раз.

Таблиця 2.2.9

### Порівняльна таблиця для результатів відношення правдоподібностей одно-, дво- та трифакторної моделей, а також параметрів регресії та стандартних відхилень для них

|                    |      |           |       |
|--------------------|------|-----------|-------|
| Percent Concordant | 37.5 | Somers' D | 0.000 |
| Percent Discordant | 37.5 | Gamma     | 0.000 |
| Percent Tied       | 25.0 | Tau-a     | 0.000 |
| Pairs              | 16   | c         | 0.500 |

Ще одним важливим показником при аналізі логіт-регресії є її здатність правильно класифікувати спостереження. Значення в розділі «discordant» (табл. 2.2.7 означає, що 37.5% випадків класифіковано невірно.

Точність моделі може бути непоганою, однак корисність – ні. Тому доповнимо висновки значеннями діагностичних тестів.

**Таблиця класифікації (confusion matrix)**

| Observed | Classification of Cases<br>Odds ratio: 18.417 Perc. Correct: 81,08% |    |                 |
|----------|---------------------------------------------------------------------|----|-----------------|
|          | Pred                                                                |    | Percent Correct |
|          | 1                                                                   | 0  |                 |
| 1        | 34                                                                  | 6  | 85.00           |
| 0        | 8                                                                   | 26 | 76.47           |

При створенні класифікаційної таблиці (табл. 2.2.7) використовувалось граничне значення 0,5, що забезпечило високу чутливість (85.0%) та дещо нижчу специфічність (76.5%). Площа під характеристичною кривою становить 81,08% від 1 що означає досить сильні класифікаційні можливості побудованої логістичної регресії, щодо позитивних та негативних результатів за всіх можливих граничних показників. Оскільки в першу чергу нам потрібно виділити тих, хто незадоволений якістю викладання дисциплін на спеціальності дисциплін англійською мовою, тобто ми зацікавлені у високій специфічності, можна прийняти граничне значення більшим за 0,5 (високе порогове значення).

### 2.3. Статистичний аналіз факторів, що не випадково впливають на задоволеність студентів навчанням методом пробіт регресії.

Для побудови моделі виділяємо змінні, які значуще корелюють із результативною змінною – бінарною змінною, яка є відповіддю на питання, чи вступить респондент на освітню програму знову, якщо матиме таку можливість. Виділені значущі змінні об'єднуємо в усереднений показник, якщо вони знаходяться в одному змістовному блоці питань анкети. Найсильніший зв'язок спостерігається із наявністю досвіду роботи за фахом (0.49). З цієї позиції доречно стратифікувати вибірку за даною характеристикою. В таблиці 8 наведено нестратифіковані дані («All»), дані відносно респондентів із досвідом роботи за фахом («Work»), без досвіду роботи («All without work»), а також тих, хто працював за фахом, та оцінює свою «першу спробу сил» позитивно («Work 4,5») або негативно («Work 1,2,3»).

Таблиця 2.3.1

#### Рангова кореляція результативної змінної із можливими коваріатами

| Variable | All    | Work  | All without work | Work (4,5) | Work (1,2,3) |
|----------|--------|-------|------------------|------------|--------------|
| V_17     | 0.49*  | 0.49* | x                | 0.02       | 0.45         |
| V_8_new  | 0.48*  | 0.45* | 0.51*            | 0.46*      | 0.57         |
| V_9_new  | 0.47*  | 0.37  | 0.51*            | 0.47*      | 0.29         |
| V_7_new  | 0.46*  | 0.38* | 0.51*            | 0.54*      | 0.66         |
| V_5_new  | 0.45*  | 0.22  | 0.59*            | 0.47       | 0.18         |
| V_15     | 0.38*  | 0.19  | 0.50*            | -0.09      | 0.12         |
| V_10_new | 0.36*  | 0.33  | 0.39*            | 0.54*      | 0.53         |
| V_183    | 0.35*  | 0.15  | 0.45*            | 0.54*      | -0.56        |
| V_194    | 0.34*  | 0.51* | 0.23             | 0.14       | 0.49         |
| V_41     | 0.33*  | 0.13  | 0.44*            | 0.04       | 0.06         |
| V_121    | 0.26*  | 0.48  | 0.13             | 0.54*      | 0.15         |
| V_6_new  | -0.38* | -0.35 | -0.41*           | -0.29      | -0.41        |

\*) статистично значущі оцінки.

За можливі предиктори (табл. 2.3.1) обрано наступні змінні:

Зовнішні фактори:

- 1) V\_17 – ступінь задоволеності першою «спробою сил»;
- 2) V\_15 – ступінь впевненості того, що в майбутньому респондент буде працювати за фахом;
- 3) V\_41 – оцінка значущості «відповідності власним інтересам» як фактору, що вплинув на прийняття рішення щодо вибору ОП;
- 4) V\_194 – ступінь необхідності для респондента навчатися протягом усього життя, щоб бути хорошим спеціалістом.

Фактори, що залежать від університету:

- 1) V\_5\_new – середній рівень прояву переваг ОП – фахової спрямованості, можливості працевлаштування, а також організації навчання (наприклад форми: тренінг, обговорення, тощо);
- 2) V\_6\_new – ступінь усередненого прояву обмеження можливостей самостійного вибору дисциплін, а також недостатності дисциплін англійською мовою;
- 3) V\_7\_new – середня якість викладання для ІТ, фахових, бізнес, соціогуманітарних дисциплін;
- 4) V\_8\_new – середній рівень забезпечення необхідними супровідними матеріалами для математичних, ІТ, фахових та соціогуманітарних дисциплін ;
- 5) V\_9\_new – середній рівень задоволення системою оцінювання на освітній програмі;
- 6) V\_10\_new – рівень дотримання правил академічної доброчесності викладачами;
- 7) V\_121 – оцінка щодо дотримання розкладу в організації навчання;
- 8) V\_183 – ступінь задоволеності профорієнтаційною роботою.

Однією із умов застосувань пробіт-регресії є нормальність розподілу предикторів:

Таблиця 2.3.2

**Перевірка на нормальність виділених змінних**

| Variable | K-S                                   | Shapiro-Wilk          | Grubbs Test | p-value |
|----------|---------------------------------------|-----------------------|-------------|---------|
| v_5_new  | d=,10578, p> .20;<br>Lilliefors p<,05 | W=,94212,<br>p=,00205 | 3.68        | 0.01    |
| v_6_new  | d=,17223, p<,05 ;<br>Lilliefors p<,01 | W=,94043,<br>p=,00168 | 2.34        | 1.00    |
| v_7_new  | d=,11902, p> .20;<br>Lilliefors p<,05 | W=,96872,<br>p=,06333 | 2.68        | 0.45    |
| v_8_new  | d=,12404, p> .20;<br>Lilliefors p<,01 | W=,96893,<br>p=,06509 | 2.55        | 0.69    |
| v_9_new  | d=,10143, p> .20;<br>Lilliefors p<,10 | W=,96743,<br>p=,05307 | 2.70        | 0.42    |
| v_10_new | d=,18748, p<,05 ;<br>Lilliefors p<,01 | W=,87662,<br>p=,00000 | 3.34        | 0.04    |

Як видно з табл. 2.3.2 наближено нормальними можуть вважатись лише змінні v\_7\_new, v\_8\_new та v\_9\_new. Найкращою як за достовірністю різниць відношень правдоподібності (табл. 2.3.3), так і за значущістю змінних (табл. 2.3.4) виявилась модель (v\_7\_new, v\_8\_new). Модель є адекватною.

Таблиця 2.3.3

**Підгонка моделі та перевірка адекватності пробіт-моделі**

| Criterion | Intercept Only | Intercept and Covariates | Test             | Chi-Square | Pr > ChiSq |
|-----------|----------------|--------------------------|------------------|------------|------------|
| AIC       | 88.36          | 67.06                    | Likelihood Ratio | 25.30      | <.0001     |
| SC        | 90.67          | 73.97                    | Score            | 22.39      | <.0001     |
| -2 Log L  | 86.36          | 61.06                    | Wald             | 17.78      | 0.0001     |

Таблиця 2.3.4

**Оцінки максимальної правдоподібності для пробіт-моделі**

| Parameter | DF | Estimate | Standard Error | Wald Chi-Square | Pr > ChiSq |
|-----------|----|----------|----------------|-----------------|------------|
| Intercept | 1  | -5.0587  | 1.3371         | 14.3139         | 0.0002     |
| v_7_new   | 1  | 0.8681   | 0.3863         | 5.0485          | 0.0246     |
| v_8_new   | 1  | 0.6894   | 0.3677         | 3.5161          | 0.0608     |

Таблиця 2.3.5

**Асоціація прогнозованих і спостережуваних ймовірностей**

|                    |      |           |       |
|--------------------|------|-----------|-------|
| Percent Concordant | 82   | Somers' D | 0.651 |
| Percent Discordant | 16.9 | Gamma     | 0.658 |
| Percent Tied       | 1    | Tau-a     | 0.26  |
| Pairs              | 1080 | c         | 0.825 |

Як бачимо (табл. 2.3.5), 16,9% пар було класифіковано неправильно. Обрахуємо також значення діагностичних тестів (табл.2.3.6).

Таблиця 2.3.6

**Асоціація прогнозованих і спостережуваних ймовірностей**

| Prob Level | Correct |           | Incorrect |           | Percentages |                  |                  |          |          |
|------------|---------|-----------|-----------|-----------|-------------|------------------|------------------|----------|----------|
|            | Event   | Non-Event | Event     | Non-Event | Correct     | Sensitivity Pred | Specificity Pred | Pos Pred | Neg Pred |
| 0.5        | 50      | 10        | 10        | 4         | 81.1        | 92.6             | 50               | 83.3     | 71.4     |

Модель коректно передбачає 81,1% результативної змінної (дуже висока чутливість, але специфічність на рівні генератора випадкових чисел), що свідчить про те, що модель буде знаходити вірно майже усіх вмотивованих щодо навчання на даній ОП студентів, але не дає жодної інформації щодо тих, кого класифіковано як потенційно незадоволеного навчанням – для даних осіб потрібно додатково проводити статистичне дослідження.

Таблиця 2.3.7

**Визначення граничних ефектів коваріат**

| Parameter | Estimate | Mean   | Estimate*<br>Mean | $f(Z)=\delta p/\delta Z=$<br>$(1/2\pi)^{0.5} \cdot$<br>$e^{(-0.5 \cdot Z^2)}$ | Marginal<br>effect=<br>Estimate*f(z) |
|-----------|----------|--------|-------------------|-------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------|
| Intercept | -5.0587  | 1.0000 | -5.0587           | x                                                                             | x                                    |
| v_7_new   | 0.8681   | 3.7027 | 3.2143            | 0.2844                                                                        | 0.2469                               |
| v_8_new   | 0.6894   | 3.8685 | 2.6670            | 0.2844                                                                        | 0.1961                               |
| Total     | x        | x      | 0.8226            | x                                                                             | x                                    |

Граничні ефекти для даної пробіт моделі:

1) При збільшенні середньої якості викладання для ІТ, фахових, бізнес, соціогуманітарних дисциплін на 1 бал, вірогідність того, що респондент погодився б обрати ОП знову підвищується на 24.7 п.п.

2) При збільшенні середнього рівня забезпечення необхідними супровідними матеріалами для математичних, ІТ, фахових та соціогуманітарних дисциплін на 1 бал, імовірність респондента переобрати ОП підвищується на 19.6 п.п.

## ВИСНОВКИ

Очевидним є той факт, що ОП «Економічна статистика та аналітика» («Бізнес-статистика») отримала в цілому позитивні оцінки студентів, будучи унікальною у своєму роді. Основною перевагою ОП «Економічна статистика та аналітика» є фахова спрямованість програми, яка була відмічена респондентами високим балом. Також високу оцінку отримав фактор можливості працевлаштуватись. Респонденти вважають дуже важливим спробувати свої сили в реальній діяльності, щоб бути хорошим спеціалістом. На момент опитування вже працювали за фахом кожен п'ятий бакалавр, більше половини магістрів, практично всі випускники), більшість з яких були задоволені «першою спробою сил». Також, найвищим із суттєвим відривом є рівень викладання, забезпечення та задоволення системою оцінювання саме для фахових дисциплін. Найкращий показник рівня академічної доброчесності (дуже високий) за оцінкою студентів та випускників програми мають саме викладачі кафедри статистики, інформаційно-аналітичних систем і демографії.

Разом з тим, слід окреслити певні проблеми, які змушують дещо більше чверті респондентів бути незадоволеними ОП у ретроспективі:

1) Надзвичайно мало бакалаврів надали фаховій спрямованості ОП високу оцінку (4 або 5) – лише 22.9% з опитаних.

2) Порівняно із об'єднаною групою магістрів та випускників, бакалаври вважають перевагу працевлаштування важливішою. Зважаючи на високу важливість для бакалаврів працевлаштування, респонденти вказали на незадоволеність профорієнтаційною роботою і як результат – серед опитаних бакалаврів ненабагато більше треті працюють або мають хороше уявлення про вид діяльності. Також численнішою групою студентів є не ті, хто добре собі уявляє майбутній вид діяльності, а ті, хто сумнівається у виборі: як серед бакалаврів, так і серед магістрів. Проблема загострюється, якщо зважити на те, що процент бакалаврів, які вже працювали за спеціальністю (кожен п'ятий)

значно нижчий, ніж процент бакалаврів, які мають високий ступінь впевненості того, що в майбутньому працюватимуть відповідно до фаху (кожен другий). Для магістрів та випускників ці оцінки практично ідентичні.

3) Існує негативна тенденція щодо гіршого оцінювання випускниками ступеня корисності та задоволеності профорієнтаційною роботою.

4) Основними недоліками програми студенти та випускники вважають недостатність дисциплін англійською мовою та обмеження можливостей самостійного вибору дисциплін.

5) Незадовільною є система оцінювання загальноєкономічних дисциплін, потребує серйозного удосконалення рівень викладання ІТ дисциплін. Щодо бізнес та соціогуманітарних дисциплін, вони оцінюються на середньому рівні. Аналогічна ситуація має місце для математичних дисциплін, особливо в аспекті рівня забезпечення необхідними супровідними матеріалами.

6) Схоже на те, що магістри вважають рівень забезпечення необхідними супровідними матеріалами дисциплін англійською мовою недостатнім: дві третини бакалаврів вважають його рівень високим, у той час як серед магістрів та випускників таку оцінку отримано всього від трохи більше ніж третини.

7) Майже третина бакалаврів вважають рівень організації інформування про зміни у розкладі недостатнім, що є дивним, зважаючи на наявність електронного розкладу, який оперативно надається старостам і поширюється серед студентів.

8) Побудована логістична регресія лише виокремила значущий зв'язок викладання дисциплін на спеціальності із рівнем забезпечення дисциплін необхідними супровідними матеріалами та рівнем задоволення системою оцінювання на даній програмі, але виявилася обмеженою у тому сенсі, що зміна цих характеристик практично взагалі не вплине на оцінку респондентами рівня викладання дисциплін.

9) Хоча слід відмітити надзвичайно низьку специфічність моделі побудованої пробіт регресії, її використання дозволило не тільки виділити реальні, статистично значущі можливі фактори впливу на без перебільшень,

дуже важливу характеристику – рішення респондента залишитись на поточній освітній програмі, якщо прийдеться обирати ОП ще раз, але й оцінити зміну вірогідності цього рішення при зміні предикторів. Цими факторами впливу виявились середні бали якості викладання та рівня забезпечення необхідними супровідними матеріалами за різними блоками дисциплін. Через ненормальність розподілу до пробіт регресії не був включений фактор наявності досвіду роботи за фахом, із яким спостерігалась найбільша сила кореляції рішення респондента про переобрання ОП.

Відповідно до пунктів, які описують проблеми, вважаємо за доцільне зробити наступні пропозиції для покращення освітньої програми:

1) Зважаючи на такі суттєві переваги фахових дисциплін, потрібно збільшувати їх кількість.

2) Покращувати профорієнтаційну роботу та рівень організації інформування про зміни у розкладі, особливо для бакалаврів. Активно залучати випускників до профорієнтаційної роботи зі студентами.

3) Забезпечити більші можливості вільного вибору дисциплін шляхом розширення переліку дисциплін вільного вибору. Збільшити кількість та покращити забезпечення необхідними супровідними матеріалами дисциплін англійською мовою, особливо для магістрів. Скоректувати систему оцінювання загальноєкономічних дисциплін, підвищувати якість викладання ІТ дисциплін. Бажано передивитися систему реалізації програми для бізнес та соціогуманітарних дисциплін. Рівень забезпечення необхідними супровідними матеріалами математичних дисциплін слід суттєво поліпшити.

## СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. The Chi squared tests. The BMJ: leading general medical journal. Research. Education. Comment. URL: <https://www.bmj.com/about-bmj/resources-readers/publications/statistics-square-one/8-chi-squared-tests>.
2. Chi-Square Test of Independence. URL: [https://www.jmp.com/en\\_au/statistics-knowledge-portal/chi-square-test/chi-square-test-of-independence.html](https://www.jmp.com/en_au/statistics-knowledge-portal/chi-square-test/chi-square-test-of-independence.html).
3. Catalina Stefanescu, Vance W. Berger, Scott L. Hershberger. Yates' Correction. Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science : monography / ed. by Brian S. Everitt, David C. Howell. 4th ed. Ltd, Chichester, 2005. Pp. 2127–2129. URL: <https://doi.org/10.1002/0470013192.bsa715>.
4. Freeman, Jenny & Campbell, Michael. (2007). The analysis of categorical data: Fisher's exact test. Scope. 16.
5. Scott M. Standards for Standardized Logistic Regression Coefficients. OUP Academic. URL: <https://doi.org/10.1093/sf/89.4.1409>.
6. Hagle, T. M. and G. E. Mitchell II (1992). Goodness-of-fit measures for probit and logit. Am. J. Polit. Sci. 36, 762–784. doi: 10.2307/2111590.
7. Collett D. Modelling Binary Data. 2nd ed. Chapman & Hall/CRC, 2002. 416 p.
8. Agresti, A. (1986). Applying R<sup>2</sup>-type measures to ordered categorical data. Technometrics 28, 133–138. doi: 10.2307/1270449.
9. Магнус Я.Р. Економетрика. Початковий курс / Я.Р. Магнус, П.К. Катишев, А.А. Пересецький. – М.: Дело, 2000. – 400 с.
10. Cody R. A Gentle Introduction to Statistics Using SAS Studio in the Cloud. – Cary, NC: SAS Institute Inc., 2021.
11. Pawitan Y. In all likelihood; statistical modelling and inference using likelihood. Oxford, United Kingdom : Oxford University Press, 2001. 543 p. (ст.41).

12. Approximations of the power functions for Wald, likelihood ratio, and score tests and their applications to linear and logistic regressions. PubMed Central (PMC). URL: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC7822542/>.

13. FAQ: How are the likelihood ratio, Wald, and Lagrange multiplier (score) tests different and/or similar?. OARC Stats – Statistical Consulting Web Resources. URL: <https://stats.oarc.ucla.edu/other/mult-pkg/faq/general/faqhow-are-the-likelihood-ratio-wald-and-lagrange-multiplier-score-tests-different-andor-similar/>. FAQ: How are the likelihood ratio, Wald, and Lagrange multiplier (score) tests different and/or similar?. OARC Stats – Statistical Consulting Web Resources. URL: <https://stats.oarc.ucla.edu/other/mult-pkg/faq/general/faqhow-are-the-likelihood-ratio-wald-and-lagrange-multiplier-score-tests-different-andor-similar/>.

14. Dupont W. Statistical Modeling for Biomedical Researchers. – Cambridge University Press, 2002.-386 p.

15. Alwan/Moore. Chapter 18 Logistic Regression Logistic Regression. URL: [https://www.macmillanlearning.com/studentresources/college/statistics/psbe5e/companion\\_chapters/22\\_psbe5e\\_10900\\_ch18\\_18-1\\_18-26.pdf](https://www.macmillanlearning.com/studentresources/college/statistics/psbe5e/companion_chapters/22_psbe5e_10900_ch18_18-1_18-26.pdf).

16. Bradley, T. / Essential Mathematics for Economics and Business. New York, USA: John Wiley & Sons, 2013. ISBN: 1118358295.

17. Cody R. Learning SAS by Example: A Programming Guide. – Cary, NC: SAS Institute Inc., 2007. – 665 p.

18. Constable N. SAS programming for Enterprise Guide Users. – Cary, NC: SAS Institute Inc., 2010. – 292 p.

19. Hastie, T., Efron, B. / Computer Age Statistical Inference: Algorithms, Evidence, and Data Science. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2019. ISBN: 9781107149892.

20. Jaggia, S., Kelly, A. / ISE Essentials of Business Statistics. 2<sup>nd</sup> Edition. Mc Graw Hill, 2019.

21. Jain, T.R., Ohri, V.K. / Statistics for Economics. VK Global Publication, 2020. ISBN: 978-93-89975-11-6.

22. Kezdi, G., Bekes, G. / Data Analysis for Bunes, Economics, and Policy. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2021. ISBN: 1108716202.
23. Kovtun N.V., Ganzha R.O. A statistical modelling approach for guiding the optimum surgical intervention of breast cancer. ISSN 2519-1853. Statistic of Ukraine № 2 (85), 2019, p. 67-70.
24. Leekley, R.M. / Applied Statistics for Business and Economics. Boca Raton, FL: CRC Press, 2010. ISBN: 978-1-4398-8281-8.
25. Marchal, W., Lind, D. / Statistical Techniques in Business and Economics. 16<sup>th</sup> Edition. Mc Graw Hill, 2014.
26. Monk, B., Navidi, W. / ISE Essential Statistics. 2<sup>nd</sup> Edition. Mc Graw Hill, 2017.
27. Spiegelhalter, D. / The Art of Statistics: Learning from Data. London, UK: Penguin Books, 2020. ISBN: 9780241258767.
28. SAS Programming 1: Essential Course Note. – Cary, NC: SAS Education., 2013. – 548 p.
29. SAS підтримка <https://support.sas.com/en/software/studio-support.html#documentation>.
30. Єріна А.М. Статистичне моделювання та прогнозування: підр. / А.М. Єріна, Д.Л. Єрін. – К.: КНЕУ, 2014. – 348 с.
31. Єріна А.М., Пальян З.О. Статистика: підручник / А.М. Єріна, З.О. Пальян. – К: КНЕУ, 2010. – 351 с.
32. Єріна А.М., Пальян З.О. Теорія статистики: практикум / А.М. Єріна, З.О. Пальян. – 6-те вид., стер .– К: Товариство “Знання”, 2008. – 255 с.
33. Ковтун Н. В. Теорія статистики: підручник / Н. В. Ковтун. – К.: Знання, 2012. – 399 с.
34. Мармоза А.Т. Теорія статистики. Навчальний посібник.: Ельга. Ніка-Центр, 2003. – 392. с.
35. Моторин Р.М., Чекотовський Е.В. Статистика для економістів: навч. посіб. / Р.М.Моторин, Е.В. Чекотовський – К.: Знання, 2009. – 430 с. + компакт-диск.

## ДОДАТКИ

## Код для програмного забезпечення SAS

```

/*****
Program/Macro:      program.sas
* Protocol:         -
* SAS Ver:          SAS 9.4 V9
* Author:           Myron Zhuravel
* Date:             2022
* Program Title:    Probit and logit regression
*
* Description:
* Input:
*****/
*** Основні характеристики логістичної регресії***;

data logisticenspleas;
input ensuring pleasure yes count;
datalines;
1 1 1 33
1 1 0 6
1 0 1 1
1 0 0 2
0 1 1 3
0 1 0 8
0 0 1 3
0 0 0 18
;
run;

proc logistic descending;
weight count;

*** Знаходження стандартизованих коефіцієнтів логістичної регресії***;
/*      Orig: model yes= pleasure ensuring / stb;
ods select ParameterEstimates; */

model yes = pleasure ensuring;
run;

*** Основні характеристики пробіт регресії та маржинальний ефект для
найкращої моделі***;

```

```
data demo;
infile "/home/u59029822/Ron Cody/probit.txt";
input y V_15 v_5_new v_6_new v_7_new v_8_new v_9_new v_10_new;
run;
```

```
proc means data = demo;
var y v_7_new v_8_new;
run;
```

```
proc freq data = demo;
tables y v_7_new v_8_new;
run;
```

```
*Probit;
proc logistic data = demo descending;
model y = v_7_new v_8_new/ link=probit ctable pprob=0.5;
output out = ppred predicted = pprobit;
run;
```

```
*Probit;
proc qlim data =demo;
model y = v_7_new v_8_new;
output out = mfx marginal;
run;
```

```
*Probit marginal effects;
proc means data =mfx mean std;
var Meff_P2_v_7_new Meff_P2_v_8_new;
run;
```

```
*Probit predicted probabilities;
proc means data =ppred;
var y pprobit;
run;
```

```
*Probit predicted y=0;
proc probit data =demo;
class y;
model y= v_7_new v_8_new;
run;
```