

РОЗРОБКА ТА ПСИХОМЕТРИЧНА ВАЛІДИЗАЦІЯ ШКАЛИ СКРИНІНГОВОЇ ДІАГНОСТИКИ ЗАЛЕЖНОСТІ ВІД ШТУЧНОГО ІНТЕЛЕКТУ (AIAS-10+1 v4.0)

Андрій Чорномидз¹, Мар'яна Луканюк², Олександра Олешчук³

¹ Кандидат медичних наук, доцент кафедри фармакології з клінічною фармакологією Тернопільського національного медичного університету імені І.Я. Горбачевського Міністерства охорони здоров'я України, м. Тернопіль (Україна)

ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-5479-8298>

² Кандидат фармацевтичних наук, доцент кафедри фармакології з клінічною фармакологією, Тернопільський національний медичний університет імені І.Я. Горбачевського Міністерства охорони здоров'я України, м. Тернопіль (Україна)

ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-7419-7385>

³ Доктор медичних наук, професор кафедри фармакології з клінічною фармакологією Тернопільського національного медичного університету імені І.Я. Горбачевського Міністерства охорони здоров'я України, м. Тернопіль (Україна)

ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-1491-1935>

UDC: 159.9.072:004.8

АНОТАЦІЯ

У статті представлено розробку та психометричну валідизацію шкали AIAS-10+1 v4.0 (AI-Addiction Scale) – нового інструменту скринінгової діагностики залежності від генеративного штучного інтелекту. Проведено комплексний аналіз надійності, дослідницький факторний аналіз (EFA), кореляційний, регресійний, медіаційний аналіз (Bootstrap), кластерний аналіз (K-means), ROC-аналіз та валідизацію порогових значень. Вибірка опитуваних становила 242 здобувачів вищої освіти. За результатами EFA було удосконалено первинну трифакторну структуру. Фінальна версія шкали включає 10 залікових пунктів, що утворюють два фактори – «Соціально-емоційна залежність» ($\alpha = 0.866$) та «Поведінково-когнітивна залежність» ($\alpha = 0.696$), а також 1 окремий «Індикатор критичного мислення». Загальна надійність шкали – $\alpha = 0.795$. Апробація на студентській вибірці виявила, що 20.2% респондентів перебувають у зоні ризику (ЗІЗ ≥ 20 балів), тоді як ознак патологічного рівня залежності не виявлено. Медіаційний аналіз підтвердив, що самотність та стрес опосередковують свій вплив на залежність через відповідні субшкали. Встановлено виражену гендерну специфіку: жінки суттєво переважають серед груп ризику. Двовимірна матриця ЗІЗ $\times$ ІКМ дозволяє виділяти клінічно значущі профілі користувачів, зокрема групи «Ризик зі збереженою критичністю» та «Подвійний ризик». Шкала AIAS-10+1 v4.0 рекомендується для впровадження в психологічну практику.

Ключові слова: штучний інтелект; залежність від технологій; психометрія; скринінг; студенти; валідизація; когнітивне розвантаження.

ВСТУП

Стрімка інтеграція генеративного штучного інтелекту (ШІ) у повсякденне життя та освітнє середовище спровокувала безпрецедентний зсув у поведінкових паттернах сучасної молоді. Запуск таких систем, як ChatGPT, ініціював справжню революцію в психології, тісно переплітаючи людську свідомість, поведінку та технологічну етику (Chen et al., 2024). Хоча

початковий фокус дослідників був зосереджений на перевагах ШІ для підвищення академічної та професійної ефективності, сьогодні наукова спільнота все частіше стикається зі зворотною стороною цієї технологічної інтеграції – формуванням патологічної залежності.

На відміну від традиційної інтернет-адикції чи залежності від соціальних мереж, взаємодія з генеративним ШІ має унікальний

Address for correspondence, e-mail: editpsychas@gmail.com

Copyright: © Andrii Chornomydz, Mariana Lukaniuk, Oleksandra Oleshchuk

This is an Open Access journal. This work is licensed under a **Creative Commons Attribution 4.0 International License (CC BY 4.0)**.
Link: <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

DOI (Article): <https://doi.org/10.31108/1.2026.12.3.1>

© Andrii Chornomydz, Mariana Lukaniuk, Oleksandra Oleshchuk

адиктивний потенціал через механізми гіперперсоналізації та імітації емпатії. Вітчизняні дослідники наголошують, що постійна взаємодія з ШІ здатна викликати гіпоактивність префронтальної кори, знижуючи когнітивний контроль та стимулюючи дофамінові петлі підкріплення (Chornomydz & Klantsa, 2025). Як наслідок, у науковій літературі нещодавно було концептуалізовано новий поведінковий розлад – «синдром залежності від генеративного штучного інтелекту» (Generative artificial intelligence addiction syndrome) (Kooli et al., 2025). Цей феномен супроводжується не лише компульсивним використанням технології, але й виникненням специфічної тривоги при неможливості доступу до неї, що отримало назву «Allessphobia» (фобія відсутності ШІ) (Sağlam & Kalanlar, 2025).

Донедавна інструментарій для оцінки взаємодії людини з ШІ обмежувався переважно вивченням загального ставлення користувачів до технології. Наприклад, шкала AIAS-4 (Artificial Intelligence Attitude Scale) була успішно адаптована в різних країнах для вимірювання психологічної готовності та тривожності щодо ШІ (Morales-García et al., 2024; Satıcı et al., 2025). Однак вимірювання ставлення вже не задовольняє клінічних та дослідницьких потреб сьогодення, де на перший план виходить необхідність скринінгу проблемної поведінки.

У відповідь на цей виклик з'являються перші спроби створення спеціалізованого діагностичного інструментарію. Зокрема, нещодавно було запропоновано шкалу AIAS-21 для скринінгу проблемного використання ШІ (Pantic, 2026). Попри безсумнівну цінність існуючих розробок, залишається потреба у створенні

більш компактних, високоспецифічних інструментів скринінгу, здатних не лише констатувати факт залежності, але й диференціювати складні психологічні феномени, такі як збереження чи втрата критичності мислення (cognitive offloading) при використанні ШІ.

Метою даного дослідження є розробка та комплексна психометрична валідація нового інструменту скринінгової діагностики – шкали залежності від штучного інтелекту AIAS-10+1 v4.0. Запропонована шкала орієнтована на виявлення груп ризику серед молоді (зокрема студентів) з урахуванням багатовимірної природи ШІ-адикції та специфіки взаємодії з сучасними генеративними алгоритмами.

МАТЕРІАЛИ ТА МЕТОДИ

Дослідження проводилося методом онлайн-анкетування на добровільній та анонімній основі. До участі запрошувалися студенти закладів вищої освіти України, які є активними користувачами засобів штучного інтелекту. Критерієм включення слугувала позитивна відповідь на контрольне запитання «Ви користуєтесь штучним інтелектом?»; усі 242 респонденти підтвердили факт використання ШІ-інструментів, тому жодного виключення не здійснювалося.

Загальна вибірка складала $N = 242$ особи (жіноча стать – 71.5%, $n = 173$; чоловіча – 28.5%, $n = 69$). Вік респондентів коливався від 18 до 30 років ($M = 19.5$, $SD = 1.4$, $Mo = 19$). Переважна більшість учасників мала досвід використання ШІ-інструментів понад один рік (1–2 роки: 45.0%, $n = 109$; понад 2 роки: 42.1%, $n = 102$), що свідчить про сформовані патерни використання. Найбільш поширеною частотою звернення до ШІ було 3–5 разів на

день (40.1%, $n = 97$), тоді як інтенсивне використання (понад 10 разів на день) зафіксовано у 14.0% ($n = 34$) учасників.

Збір даних здійснювався за допомогою структурованої електронної анкети, розробленої авторами. Анкета включала: (1) блок соціально-демографічних даних; (2) блок характеристик використання ШІ; (3) блок психологічного контексту; (4) власне шкалу AIAS-11 (первинна версія). Заповнення анкети займало в середньому 7–10 хвилин.

Для досягнення мети дослідження використовувався первинний варіант авторської шкали AIAS-11 v3.0 (AI-Addiction Scale, версія 3.0) – інструмент для скринінгової діагностики залежності від засобів штучного інтелекту. Шкала містила 11 тверджень, що оцінювалися за 5-бальною шкалою Лікерта: від 1 – «Ніколи» до 5 – «Завжди / Дуже часто». Згідно з первинною теоретичною концепцією, пункти групувалися у три фактори та один контрольний пункт:

- Фактор А «Штучна інтимність та антропоморфізація» (пункти 1, 2, 7, 9) – рівень емоційної прив'язаності до ШІ та заміщення реальних соціальних контактів;

- Фактор Б «Когнітивна атрофія та втрата автономності» (пункти 4, 5, 8) – некритичне прийняття інформації від ШІ та уникання когнітивних зусиль;

- Фактор В «Втрата контролю та дезадаптивний копінг» (пункти 3, 10, 11) – використання ШІ для регуляції настрою та приховування обсягів використання;

- Контрольний пункт (пункт 6, реверсний) – індикатор критичного мислення як антипод некритичного прийняття інформації від

ШІ.

Пункт 6 є реверсним і при розрахунку Загального індексу залежності (ЗІЗ) кодується у зворотному порядку (5→1, 4→2, 3→3, 2→4, 1→5). Теоретичний діапазон ЗІЗ становить 11–55 балів. Первинна інтерпретація передбачала три рівні: адаптивне використання (11–22 бали), проблемне використання / група ризику (23–38 балів) та ШІ-адикція (39–55 балів).

Анкета також включала чотири запитання психологічного контексту (рівень стресу, відчуття самотності, задоволеність навчанням, самооцінка критичного мислення) за 3-бальною шкалою (Ні / Іноді / Так), а також відкрите запитання щодо самооцінки залежності від ШІ (п'ять градацій від «Ні» до «Так»).

Методи статистичного аналізу

Статистична обробка даних здійснювалась у середовищі Python 3.12 з використанням бібліотек `pandas`, `numpy`, `scipy` та `factor_analyzer`. У процесі підготовки даної статті автори використовували інструмент штучного інтелекту Claude (Anthropic, модель Claude Sonnet 4.6) для написання та налагодження коду статистичного аналізу мовою Python, а також для редагування структури наукового тексту. Усі статистичні результати, інтерпретації та наукові висновки є виключно відповідальністю авторів, верифіковані та перевірені ними особисто. Комплекс методів включав такі блоки аналізу:

Описова статистика та аналіз розподілу. На першому етапі розраховували стандартні описові показники для всіх змінних: середнє (M), стандартне відхилення (SD), медіана (Mdn), мінімум та максимум. Для ліккертівських пунктів шкали додатково аналізувався

розподіл частот відповідей за кожною категорією (від «Ніколи» до «Завжди / Дуже часто») з метою виявлення ефектів стелі та підлоги. Суб'єктивні оцінки психологічного стану (стрес, самотність, задоволеність навчанням, критичне мислення) перекодовувалися у числовий формат (Ні = 1, Іноді = 2, Так = 3).

Аналіз надійності: коефіцієнт α Кронбаха та item-total кореляції. Внутрішня узгодженість шкали та її субшкал оцінювалась за допомогою коефіцієнта α Кронбаха. Мінімально прийнятним вважався рівень $\alpha \geq 0.60$, задовільним – $\alpha \geq 0.70$, хорошим – $\alpha \geq 0.80$ (George & Mallery, 2003). Для кожного пункту шкали розраховувалася скоригована item-total кореляція (r-it) – кореляція балу пункту із сумарним балом решти пунктів. Пороговим критерієм якості пункту вважався $r-it \geq 0.30$ (Cohen, 1988). Додатково розраховувався показник « α -if-item-deleted» – значення α Кронбаха при гіпотетичному вилученні кожного пункту, що дозволяло ідентифікувати пункти, що знижують загальну надійність шкали.

Дослідницький факторний аналіз (EFA). Перед проведенням EFA перевірялась придатність кореляційної матриці для факторизації за допомогою: (1) критерію адекватності вибірки Кайзера–Мейєра–Олкіна (КМО), де значення ≥ 0.70 вважалось задовільним; (2) тесту сферичності Бартлетта, де значущий результат ($p < .05$) свідчить про наявність значущих кореляцій між пунктами. Кількість факторів визначалася за правилом Кайзера (власні числа $\lambda > 1.0$) із додатковим аналізом методу ліктя (scree plot). EFA проводився методом головних осей (Principal Axis Factoring) з варімакс-ротацією (Varimax) для ортогональних

рішень. Порогом значущості факторного навантаження вважалось $|\lambda| \geq 0.35$. Перевірялися рішення з 2, 3 і 4 факторами з метою вибору оптимальної структури. Для оцінки якості відтворення пунктів розраховувалися комунальності (h^2).

Кореляційний аналіз. Для встановлення зв'язків між ЗІЗ, субшкалами та зовнішніми змінними використовувався непараметричний коефіцієнт рангової кореляції Спірмена (r_s), що є більш коректним для порядкових і ненормально розподілених змінних. Розмір ефекту інтерпретувався за критеріями Cohen: малий – $|r_s| < 0.30$, середній – $0.30\text{--}0.50$, великий – > 0.50 .

Множинна лінійна та логістична регресія. Для визначення незалежного внеску предикторів у рівень ЗІЗ застосовувався метод ієрархічної множинної лінійної регресії (OLS) у два блоки: Блок 1 – психологічний контекст (стрес, самотність, задоволеність навчанням, критичне мислення); Блок 2 – характеристики використання ІІІ (частота, тривалість). Оцінювалися стандартизовані коефіцієнти β^* та приріст поясненої дисперсії (ΔR^2). Для оцінки ймовірності потрапляння до групи ризику (ЗІЗ ≥ 23) застосована бінарна логістична регресія; результати виражалися у вигляді відношення шансів (OR, Odds Ratio) із 95% довірчими інтервалами. Якість логістичної моделі оцінювалась за показником Nagelkerke R^2 та матрицею класифікації (чутливість, специфічність).

Медіаційний аналіз. Для перевірки механізмів непрямого впливу психологічних чинників на ЗІЗ проводився медіаційний аналіз за процедурою Baron і Kenny (1986) (Baron & Kenny, 1986) з використанням Bootstrap-

оцінки для розрахунку 95% довірчих інтервалів для непрямого ефекту ($a \times b$). Непрямий ефект вважався значущим, якщо 95% СІ не містив нуля (Hayes, 2018). Перевірялися три медіаційні моделі: (1) самотність $\rightarrow$ Фактор А $\rightarrow$ ЗІЗ; (2) стрес $\rightarrow$ Фактор Б $\rightarrow$ ЗІЗ; (3) самотність $\rightarrow$ Фактор В $\rightarrow$ ЗІЗ.

Непараметричні тести та post-hoc аналіз. Для порівняння ЗІЗ між незалежними групами (за статтю, частотою та тривалістю використання ІІІ) застосовувався критерій Манна-Уїтні (U) для двох груп та критерій Краскела-Уолліса (H) для чотирьох груп. За умови значущого результату Краскела-Уолліса проводився попарний post-hoc тест Данна (Dunn's test) з поправкою Бонферроні для контролю рівня помилки першого роду при множинних порівняннях. Розмір ефекту для критерію Манна-Уїтні виражався через ранговий бісеріальний коефіцієнт кореляції (r).

Кластерний аналіз (K-Means). Для виявлення природних типологічних груп користувачів ІІІ застосовувався кластерний аналіз методом К-середніх (K-Means) з ініціалізацією K-Means++ та 20 незалежними запусками для стабілізації рішення. Вхідні змінні (субшкали АІАС-11, частота використання, рівень самотності та стресу) попередньо стандартизувалися (z-оцінки). Оптимальна кількість кластерів визначалася методом ліктя (внутрішньогрупова сума квадратів, SSW) та силуетним коефіцієнтом (Silhouette score), де вище значення свідчить про кращу відокремленість кластерів (Rousseeuw, 1987).

ROC-аналіз та валідація порогових значень. Діагностична точність ЗІЗ та суб-

шкал оцінювалась за допомогою аналізу робочих характеристик приймача (ROC, Receiver Operating Characteristic). Обчислювалась площа під ROC-кривою (AUC): значення 0.70–0.79 вважалося прийнятним, 0.80–0.89 – хорошим, ≥ 0.90 – відмінним (Swets, 1988). Оптимальний поріг визначався за індексом Youden ($J = \text{чутливість} + \text{специфічність} - 1$). Для зовнішньої валідації порогових значень додатково застосовувалися:

- known-groups validity – порівняння ЗІЗ між групами, що розрізняються за самооцінкою залежності;
- перцентильний аналіз – визначення положення теоретичного порогу у розподілі балів вибірки;
- Gaussian Mixture Modeling (GMM, ЕМ-алгоритм) – пошук природних порогів розподілу ЗІЗ без нав'язування зовнішнього критерію; порівняння 2- і 3-компонентних моделей за інформаційним критерієм Байєса (BIC);
- аналіз чутливості (sensitivity analysis) – оцінка впливу зміни порогу на ± 3 бали на частку групи ризику та розмір ефекту (Cohen's d).

Операціоналізація змінних. Усі лікертівські пункти шкали АІАС-11 кодувалися у числовий формат: «Ніколи» = 1, «Рідко» = 2, «Іноді (50/50)» = 3, «Часто» = 4, «Завжди / Дуже часто» = 5. Пункт 6 (реверсний) перекодувався за формулою: $\text{бал}_{\text{рев}} = 6 - \text{бал}_{\text{прям}}$. Субшкальні бали обчислювалися як прості суми балів відповідних пунктів. ЗІЗ – сума балів усіх 11 пунктів (з урахуванням реверсного кодування П6) у діапазоні 11–55 балів.

Для регресійного та кластерного аналізів кількісно кодувалися такі змінні: частота

використання ІІІ (1–2 рази = 1, 3–5 разів = 2, 6–10 разів = 3, понад 10 разів = 4); тривалість використання ІІІ (менше 6 місяців = 1, 6–12 місяців = 2, 1–2 роки = 3, понад 2 роки = 4); стать (жіноча = 1, чоловіча = 0). Самооцінка залежності для логістичної регресії та known-groups аналізу дихотомізувалася: «Ні» / «Мабудь ні» = 0; «Мабудь так» / «Так» = 1.

Розмір вибірки та статистична потужність. Вибірка $N = 242$ відповідає рекомендованим мінімальним вимогам для ЕФА – не менше 5–10 спостережень на пункт шкали (Tabachnick & Fidell, 2013), що при 11 пунктах становить $N \geq 55$ –110. Для психометричної валідації інструментів рекомендується $N \geq 150$ –200 (Billieux et al., 2015), що також виконується.

РЕЗУЛЬТАТИ

Загальна характеристика вибірки та результати анкетування

До фінального аналізу увійшли дані 242 респондентів, усі з яких підтвердили факт активного використання засобів штучного інтелекту. Вибірка є молодіжною та студентською: вік учасників коливався від 18 до 30 років ($M = 19.5$, $SD = 1.4$, $Mo = 19$). Гендерний розподіл виявився нерівномірним: жінки склали переважну більшість – 71.5% ($n = 173$), чоловіки – 28.5% ($n = 69$), що відображає типову диспропорцію у психологічних дослідженнях студентського середовища.

Абсолютна більшість респондентів має тривалий досвід використання ІІІ-інструментів: 45.0% ($n = 109$) використовують їх упродовж 1–2 років, 42.1% ($n = 102$) – понад 2 роки. Лише 12.9% учасників мають досвід, що не перевищує 12 місяців. Таким

чином, понад 87% вибірки – досвідчені користувачі ІІІ зі сформованими патернами використання, що є важливим контекстом для інтерпретації показників залежності.

Щодо інтенсивності використання ІІІ протягом дня, найбільша частка опитаних звертається до нього 3–5 разів (40.1%, $n = 97$) або 1–2 рази (34.7%, $n = 84$). Водночас кожен четвертий учасник (25.2%, $n = 61$) використовує ІІІ більше 6 разів на день, серед яких 14.0% ($n = 34$) – понад 10 разів, що може свідчити про сформовану звичку або залежну поведінку.

Провідними цілями використання ІІІ є навчання та виконання завдань (44.6% основних відповідей) і пошук інформації (39.3%). Значно рідше ІІІ застосовується для написання текстів (6.2%), розваг і творчості (4.5%), спілкування та емоційної підтримки (3.3%) і програмування (2.1%). Найпоширенішим інструментом є ChatGPT (85.5% користувачів), далі – Gemini (Google) (69.4%), Copilot (Microsoft) (15.3%) та Claude (9.1%).

Психологічний контекст

Аналіз психологічного контексту виявив, що рівень академічного стресу серед учасників є помітно підвищеним: 62.0% ($n = 150$) відповіли «Так» на твердження «Я часто відчуваю стрес через навчання або роботу», ще 29.8% ($n = 72$) – «Іноді», і лише 8.3% ($n = 20$) заперечили наявність стресу ($M = 2.54$, $SD = 0.64$). Натомість соціальна самотність виражена значно менше: 67.8% ($n = 164$) відчуттю самотності заперечили, і лише 11.2% ($n = 27$) підтвердили його ($M = 1.43$, $SD = 0.69$). Задоволеність навчанням має помірний рівень ($M = 2.28$, $SD = 0.75$): 45.9% задоволе-

ні, 36.0% – частково. Показово, що 73.6% ($n = 178$) оцінили себе критично мислячими людьми ($M = 2.71$, $SD = 0.52$) – це важливий контекст для розуміння результатів контрольного пункту П6 шкали.

Самооцінка залежності від ШІ

На пряме запитання «Чи є у вас залежність до ШІ?» 39.7% ($n = 96$) відповіли «Ні», 22.7% ($n = 55$) – «Мабудь ні», 24.8% ($n = 60$) – «Мабудь так» і 9.1% ($n = 22$) – «Так». Таким чином, приблизно третина вибірки (33.9%) допускає або підтверджує наявність певного ступеня залежності від ШІ. Звертає на себе увагу, що цифра суб'єктивної оцінки (33.9%) помітно відрізняється від частки групи ризику за об'єктивними даними AIAS-11 (20.2%), що відображає типову тенденцію до гіпердіагностики власної залежності від технологій.

Примітно, що кілька учасників у відкритих відповідях висловили концептуальні заперечення самому поняттю «залежності від ШІ», зазначаючи, що часте функціональне використання ШІ є нормою, а не патологією. Ця позиція узгоджується з літературними даними про необхідність чіткого розмежування адаптивного та дезадаптивного використання цифрових технологій (Billieux et al., 2015).

Результати шкали AIAS-11: описова статистика пунктів і субшкал

Аналіз розподілу відповідей за окремими пунктами шкали виявив виражену правосторонню асиметрію: переважна більшість учасників обирала варіант «Ніколи» або «Рідко», що свідчить про загалом низький рівень залежної поведінки у вибірці. Найвищий середній бал зафіксовано для пункту П4 «Я ловлю себе на тому, що приймаю відповіді ШІ як істину,

не перевіряючи їх» ($M = 2.45$, $SD = 1.06$): понад третина учасників (33.1%) обрала варіант «Іноді (50/50)», а ще 13.6% – «Часто». Це свідчить про поширеність некритичного прийняття інформації від ШІ, навіть серед тих, хто суб'єктивно вважає себе критично мислячим.

Контрольний пункт П6 «Я намагаюся перевіряти інформацію, отриману від ШІ, за іншими джерелами» отримав найвищий середній бал серед усіх пунктів ($M = 3.16$, $SD = 0.99$): 40.5% відповіли «Іноді (50/50)» і 29.8% – «Часто». Це підтверджує, що більшість учасників декларує певний рівень критичного ставлення до ШІ, проте наявність суперечності між відповідями на П4 та П6 у частини респондентів є теоретично значущою.

Пункти, що відображають соціально-емоційну залежність (П1, П2, П7, П9) та поведінкові прояви втрати контролю (П3, П10), мали найнижчі середні бали ($M = 1.38$ – 1.65), із частотою відповідей «Ніколи» від 62.8% (П11) до 76.4% (П3). Середні бали всіх пунктів шкали з розподілом відповідей наведено в таблиці 1.

Субшкальні бали підтвердили нерівномірність вираженості різних аспектів залежності. Найвищий середній показник зафіксовано для Фактора Б «Когнітивна атрофія» ($M = 6.23$, $SD = 2.25$ при максимумі 15), найнижчий – для Фактора В «Втрата контролю» ($M = 4.42$, $SD = 1.80$). Фактор А «Штучна інтимність» посів проміжне місце ($M = 5.96$, $SD = 2.75$ при максимумі 20). Загальний ЗІЗ склав $M = 19.45$, $SD = 5.62$ при теоретичному діапазоні 11–55 балів ($Mdn = 18.0$, $мін. = 11$, $макс. = 38$).

Розподіл за рівнями залежності та

Таблиця 1.

Описова статистика пунктів шкали AIAS-11 (N = 242). 1 – «Ніколи», 5 – «Завжди / Дуже часто»; А, Б, В – фактор; К – контрольний пункт

Пункт	M	SD	1 (%)	2 (%)	3 (%)	4 (%)	5 (%)
П1 (А) Легше розповісти ШІ, ніж людині	1.60	0.99	66.9	13.6	13.2	4.5	1.7
П2 (А) Комфортніше спілк. з ШІ	1.44	0.82	71.9	16.1	9.1	1.7	1.2
П3 (В) Відкриваю ШІ при стресі	1.38	0.79	76.4	13.2	7.0	2.5	0.8
П4 (Б) Приймаю відп. без перевірки	2.45	1.06	22.7	28.1	33.1	13.6	2.5
П5 (Б) Тривога без ШІ при завд.	2.10	1.04	35.1	32.2	21.9	9.1	1.7
П6 (К) Перевіряю інфо ШІ (рев.)	3.16	0.99	6.2	16.1	40.5	29.8	7.4
П7 (А) Ділився секретами з ШІ	1.50	0.90	70.7	14.0	10.7	3.3	1.2
П8 (Б) Уникаю завдань без ШІ	1.68	0.89	55.8	24.8	15.3	3.7	0.4
П9 (А) Некомфортно без ШІ	1.41	0.83	74.8	14.5	7.0	2.5	1.2
П10 (В) Витрачаю більше часу	1.39	0.72	71.9	20.2	5.4	2.1	0.4
П11 (В) Приховую обсяг використ.	1.65	1.00	62.8	17.4	14.0	3.3	2.5

кореляційний аналіз

За результатами підрахунку ЗІЗ, абсолютна більшість учасників – 79.8% (n = 193) – отримала бали у зоні адаптивного використання ШІ (11–22 бали). До групи ризику (23–38 балів) потрапив кожен п'ятий студент – 20.2% (n = 49). Жодного учасника не виявлено у зоні ШІ-адикції (39+ балів), що, ймовірно, пояснюється специфікою вибірки та відсутністю клінічних груп.

Кореляційний аналіз (коефіцієнт Спірмена) виявив значущі позитивні зв'язки між ЗІЗ та самотністю (rs = 0.179, p = .005), стресом (rs = 0.178, p = .006) і частотою використання ШІ (rs = 0.170, p = .008). Найсильніший зв'язок зафіксовано між ЗІЗ та суб'єктивною самооцінкою залежності (rs = 0.435, p < .001), що є свідченням конвергентної валідності шкали. Тривалість використання ШІ, задоволеність навчанням і критичне мислення

значущих зв'язків з ЗІЗ не продемонстрували, що є теоретично доцільним: залежність визначається не стажем або когнітивними установками, а реальними поведінковими патернами та психологічними потребами.

Диференційований аналіз кореляцій субшкал із психологічними змінними виявив специфічні зв'язки: самотність найбільше корелює з Фактором А (rs = 0.237, p < .001), тоді як стрес – переважно з Фактором Б (rs = 0.199, p = .002). Фактор В також пов'язаний із самотністю (rs = 0.178, p = .006). Ця диференційованість підтверджує теоретичну відмінність між субшкалами і є важливим аргументом на користь конструктивної валідності.

Регресійний аналіз: предиктори залежності від ШІ

Для визначення незалежного внеску окремих чинників у рівень ЗІЗ при одночасному контролі решти змінних проведено ієрархі-

чну множинну лінійну регресію ($N = 234$ після виключення пропущених значень). Блок 1, що включав чотири показники психологічного контексту, пояснив 8.0% дисперсії ЗІЗ ($R^2 = 0.080$, $F(4, 229) = 4.95$, $p < .001$). Додавання двох характеристик використання ІІІ (Блок 2) дало лише незначний приріст: $\Delta R^2 = 0.019$, $F(2, 227) = 2.35$, $p = .098$. У повній восьмипредикторній моделі загальна пояснена дисперсія склала $R^2 = 0.115$ ($F(8, 225) = 3.66$, $p < 0.001$).

Єдиними незалежними предикторами, що досягли рівня статистичної значущості у повній моделі, виявилися самотність ($\beta^* = 0.197$, $p = .003$) та частота використання ІІІ ($\beta^* = 0.135$, $p = .038$). Стрес, тривалість використання, стать, вік і критичне мислення – незначущі після контролю решти змінних. Ці результати свідчать про те, що залежність від ІІІ є передусім функцією психологічного дефіциту (самотність) і поведінкової інтенсивності (частота), а не характеристик особистості чи досвіду.

Логістична регресія (залежна змінна – приналежність до групи ризику) підтвердила центральну роль самотності: $OR = 1.521$, 95% $CI [1.11; 2.09]$, $p = .009$. Тобто кожен додатковий бал самотності підвищує шанси потрапити до групи ризику на 52%. Точність класифікації моделі становила 79.5%, Nagelkerke $R^2 = 0.110$. Низька чутливість (4.2%) при високій специфічності (98.9%) пояснюється суттєвим дисбалансом класів (80 / 20%) і не є принциповим недоліком скринінгового інструменту.

Медіаційний аналіз: механізми впливу психологічних чинників

Медіаційний аналіз дозволив розкрити механізми, через які самотність і стрес впли-

вають на загальний рівень залежності від ІІІ. Всі три перевірені медіаційні моделі продемонстрували повну медіацію, що є значним теоретичним внеском дослідження.

У першій моделі самотність чинила значущий загальний вплив на ЗІЗ ($b = 1.884$, $p < 0.001$), проте після введення Фактора А як медіатора цей прямий ефект ставав незначущим ($b = 0.094$, $p = 0.760$). Непрямий ефект через Фактор А ($a \times b = 1.790$) виявився значущим за Bootstrap $CI [0.864; 2.793]$. Фактор А пояснював 95% загального ефекту самотності на ЗІЗ. Тобто самотні студенти прагнуть до ІІІ як до соціального замітника, що формує емоційну прив'язаність і, зрештою, залежність.

У другій моделі стрес впливав на ЗІЗ через Фактор Б ($a \times b = 1.216$, Bootstrap $CI [0.396; 2.088]$): частка медіації становила 102%, що свідчить про наявність супресорного ефекту. Прямий вплив стресу на ЗІЗ при контролі Фактора Б ставав незначущим і мав від'ємне спрямування ($b = -0.023$, $p = 0.951$), що може вказувати на слабкий прямий захисний компонент стресу, нівельований когнітивною залежністю. Третя модель (самотність $\rightarrow$ Фактор В $\rightarrow$ ЗІЗ) також виявила значущу медіацію ($a \times b = 1.191$, Bootstrap $CI [0.283; 2.172]$).

Таким чином, отримані дані підтверджують, що субшкали АІАС-11 не є довільним набором симптомів, а виконують роль справжніх механізмів-медіаторів, через які психологічні чинники реалізуються у конкретних формах залежної поведінки. Це є вагомим свідченням конструктивної та теоретичної валідності шкали.

Кластерний аналіз: типологія користувачів ШІ

Кластерний аналіз K-Means (силуетний коефіцієнт для $K = 2$: $s = 0.271$) виявив два природних типи користувачів ШІ, що чітко розрізняються за всіма ключовими показниками (критерій Краскела–Уолліса для ЗІЗ: $H = 118.57$, $p < 0.001$). Перший кластер – «Утилітарні користувачі» (69.2%, $n = 162$) – характеризується адаптивним патерном: ЗІЗ $M = 16.7$ (зона адаптивного використання), самотність $M = 1.23$, стрес $M = 2.41$. До групи ризику потрапляє лише 2.5% представників цього кластеру.

Другий кластер – «Група підвищеного ризику» (30.8%, $n = 72$) – демонструє принципово відмінний профіль: ЗІЗ $M = 25.7$ (зона проблемного використання), самотність $M = 1.88$, стрес $M = 2.83$. До групи ризику належать 61.1% представників цього кластеру. Показово, що у цьому кластері частка жінок складає 90.3% порівняно з 63.6% у першому кластері. Це узгоджується з результатами регресійного аналізу субшкал: жіноча стать є значущим предиктором Фактора А ($\beta^* = 0.15$, $p = .038$), що відображає схильність до пошуку емоційної підтримки в ШІ.

Результати кластерного аналізу є важливим незалежним підтвердженням того, що бінарна класифікація AIAS-11 (адаптивне / ризик) відображає реальну неоднорідність вибірки, а не є штучним артефактом порогових значень.

Психометричний аналіз шкали AIAS-11: надійність і факторна структура

Надійність: α Кронбаха та item-total кореляції. Повна шкала AIAS-11 (11 пунктів,

включаючи реверсний П6) продемонструвала задовільну внутрішню узгодженість: $\alpha = 0.777$. Диференційований аналіз субшкал виявив суттєву нерівномірність надійності: Фактор А – $\alpha = 0.777$, Фактор Б – $\alpha = 0.612$, Фактор В – $\alpha = 0.505$. Останнє значення знаходиться нижче мінімально прийнятного порогу ($\alpha < 0.60$), що є серйозним психометричним недоліком і поставило під сумнів доцільність збереження трифакторної структури у запропонованому вигляді.

Аналіз item-total кореляцій виявив два проблемних пункти. Пункт П6 (контрольний, реверсний) продемонстрував найнижчу item-total кореляцію серед усіх пунктів ($r_{it} = 0.131$), що в разі нижче мінімального порогу 0.30. При гіпотетичному вилученні П6 з підрахунку ЗІЗ α зростає до 0.795, тобто суттєво покращується. Пункт П11 «Я приховую від викладачів або близьких реальний обсяг того, як я використовую ШІ» також має прикордонний показник ($r_{it} = 0.294$). Решта дев'яти пунктів мають r_{it} у діапазоні 0.343–0.602, що відповідає задовільному або відмінному рівню. Детальні дані наведено в таблиці 2.

Дослідницький факторний аналіз (EFA). Попередні тести підтвердили придатність кореляційної матриці для факторного аналізу: КМО = 0.790 (рівень «добре»), тест сферичності Бартлетта: $\chi^2(55) = 816.96$, $p < .001$. Аналіз власних чисел за правилом Кайзера виявив 2–3 значущих фактори ($\lambda_1 = 3.74$, $\lambda_2 = 1.66$, $\lambda_3 = 1.03$ – граничний).

Результати EFA з варімакс-ротацією (2-і 3-факторне рішення) виявили принципово іншу структуру, ніж передбачена теоретичною моделлю. По-перше, в обох рішеннях пункти

Таблиця 2.

Item-total кореляції та значення α -if-item-deleted для пунктів AIAS-11 (N = 242)

Пункт	r-it	α -del	Статус
П1 (А) Легше розповісти ШІ, ніж людині	0.519	0.748	Відмінний
П2 (А) Комфортніше спілкуватись з ШІ	0.571	0.745	Відмінний
П3 (В) Автоматично відкриваю ШІ при стресі	0.549	0.748	Відмінний
П4 (Б) Приймаю відповіді ШІ без перевірки	0.353	0.770	Прийнятний
П5 (Б) Тривога без ШІ при виконанні завдань	0.531	0.746	Відмінний
П6 (К) Перевіряю інформацію ШІ (реверсний)	0.131	0.795	Нижче порогу
П7 (А) Ділився секретами з ШІ	0.602	0.739	Відмінний
П8 (Б) Уникаю завдань без ШІ	0.390	0.764	Прийнятний
П9 (А) Некомфортно без доступу до ШІ	0.443	0.758	Прийнятний
П10 (В) Витрачаю більше часу, ніж планував	0.447	0.759	Прийнятний
П11 (В) Приховую обсяг використання ШІ	0.294	0.777	Прикордонний

П3 (автоматичне відкриття ШІ при стресі), П7 (секрети) і П9 (некомфортно без ШІ) разом із П1 і П2 утворили єдиний стійкий фактор F1 з навантаженнями $|\lambda| = 0.61\text{--}0.90$. По-друге, пункти Фактора Б (П4, П5, П8) і Фактора В (П10, П11) злилися в єдиний F2, тоді як П3 тяжів до F1, а не до Фактора В, як передбачалось теоретично. По-третє, в трифакторному рішенні третій фактор F3 «захопив» виключно реверсний пункт П6 ($\lambda = 0.82$), тоді як теоретично очікуваний Фактор В розпорошився між F1 і F2. Це є статистичним підтвердженням того, що П6 функціонує як самостійний конструкт (індикатор критичного мислення), а не як складова шкали залежності.

Загальна пояснена дисперсія для 2-факторного рішення – 49.1%, для 3-факторного – 58.5%. Комунальності для більшості пунктів є задовільними ($h^2 = 0.35\text{--}0.82$), за винятком П6 ($h^2 = 0.05$ у 2-факторному рішенні) та П11 ($h^2 = 0.23\text{--}0.44$).

Валідизація порогових значень

Психометрична обґрунтованість теоре-

тично запропонованого порогового значення ($3\text{ІЗ} \geq 23$ балів для виявлення проблемного використання) перевірялася комплексом із п'яти методів.

Known-groups аналіз підтвердив значущу різницю між групами: учасники, які визнають у себе залежність від ШІ («Так» / «Мабудь так», $n = 83$), мали суттєво вищий 3ІЗ ($M = 22.34$, $SD = 6.19$) порівняно з тими, хто заперечує залежність («Ні» / «Мабудь ні», $n = 151$; $M = 17.83$, $SD = 4.68$; $U = 9\,184$, $p < .001$, $|r| = 0.465$, середній ефект). Спостерігався чіткий монотонний градієнт: $M = 16.99$ («Ні») $\rightarrow 19.31$ («Мабудь ні») $\rightarrow 21.28$ («Мабудь так») $\rightarrow 25.64$ («Так»).

Перцентильний аналіз показав, що поріг ≥ 23 балів відповідає 80-му перцентилу розподілу 3ІЗ у вибірці, тобто до групи ризику потрапляє топ 20% – що є стандартною нормою для скринінгових інструментів. Gaussian Mixture Modeling (GMM, ЕМ-алгоритм) без нав'язування зовнішнього критерію виявив природну точку розходження двох компонен-

тів розподілу ЗІЗ на рівні 23.7 балів, що практично збігається з теоретичним порогом. Аналіз чутливості засвідчив, що зміна порогу на ± 2 бали не призводить до якісної зміни висновків: Cohen's d при порозі ≥ 23 становить 3.11, що відповідає надзвичайно великому ефекту розмежування груп.

ROC-аналіз із зовнішнім критерієм (самооцінка залежності) показав прийнятну $AUC = 0.733$ при порозі ≥ 23 (Youden's $J = 0.261$), тоді як оптимальний поріг за Youden при зовнішньому критерії становив ≥ 18 . Це розходження пояснюється феноменом «прихованої залежності»: об'єктивна шкала виявляє залежну поведінку у частини осіб, які суб'єктивно її не усвідомлюють. З огляду на призначення AIAS-11 як скринінгового інструменту з пріоритетом специфічності над чутливістю, поріг ≥ 23 є теоретично та практично обґрунтованим. Зведені результати валідації представлено в таблиці 3.

Недоліки первинної версії AIAS-11 та шляхи їх усунення

Комплексний психометричний аналіз виявив три системних недоліки первинної версії шкали AIAS-11 v3.0, що потребували вирішення перед її рекомендацією до широкого застосування.

Перший і найсуттєвіший недолік – незадовільна надійність Фактора В ($\alpha = 0.505$). Аналіз виявив, що пункти П3, П10 і П11 концептуально пов'язані (втрата контролю та дезадаптивний копінг), однак поведінково різно- рідні: П3 описує емоційно-реактивну поведінку (стрес $\rightarrow$ ШІ), П10 – часовий контроль, П11 – поведінку приховування. У факторному просторі ЕФА П3 стабільно завантажується на соціально-емоційний фактор разом із П1, П2, П7, а не утворює окремих кластерів із П10 та П11.

Другий недолік – статус контрольного пункту П6. При включенні до підрахунку ЗІЗ цей пункт суттєво знижує загальну надійність шкали ($r_{it} = 0.131$; α зростає з 0.777 до 0.795 після вилучення). ЕФА підтверджує, що П6 вимірює самостійний конструкт, не пов'язаний зі шкалою залежності. Включення реверсного пункту до загального балу є методологічно некоректним: воно додає «шум» до ЗІЗ, знижує його точність і ускладнює інтерпретацію.

Третій недолік – прикордонний показник item-total кореляції для П11 ($r_{it} = 0.294$). Пункт залишається теоретично важливим (приховування поведінки – класична адиктивна ознака), однак у поточному формулюванні

Таблиця 3.

Зведені результати валідації порогового значення ЗІЗ ≥ 23 балів

Метод	Ключовий результат	Збіг з ≥ 23	Висновок
Known-groups (MW U)	M: 22.34 vs 17.83; $ r =0.465$	Так	Підтверджено
Percentile норми	$\geq 23 = 80$ -й перцентиль	Так	Підтверджено
GMM (перетин компон.)	Природний поріг ≈ 23.7	Майже	Збігається
Sensitivity analysis	Cohen's $d = 3.11$ при ≥ 23	Так	Оптимальний d
ROC (зовнішній, AUC)	$AUC = 0.733$; Youden ≥ 18	Частково	Різниця: «прихована залежність»

він не забезпечує достатньої дискримінативності.

Фінальна версія шкали AIAS-10+1 v4.0: обґрунтування та психометричні характеристики

На підставі результатів EFA, item-total аналізу та теоретичного переосмислення структури розроблено переглянуту версію шкали – AIAS-10+1 v4.0, яка реалізує такі зміни:

(1) Перехід від трифакторної до двофакторної структури. Відповідно до даних EFA, 10 змістових пунктів (без П6) об'єднані у два фактори: Фактор 1 «Соціально-емоційна залежність» (пункти П1, П2, П3, П7) та Фактор 2 «Поведінково-когнітивна залежність» (пункти П4, П5, П8, П9, П10, П11).

(2) Переведення П6 до статусу «+1» – окремого індикатора. Пункт П6 («Я намагаюся перевіряти інформацію, отриману від ШІ, за іншими джерелами») вилучено з підрахунку ЗІЗ та виділено як самостійний «Індикатор критичного мислення» (ІКМ), що аналізується і звітується окремо. Цей підхід є психометрично коректним і теоретично обґрунтованим: П6

вимірює протилежний полюс конструкту (критична верифікація), а не залежність як такої. Назва AIAS-«10+1» відображає саме цей статус: 10 пунктів шкали залежності + 1 індикатор критичного мислення.

(3) Збереження П11 у переробленій редакції. Незважаючи на прикордонний r -it, П11 зберігається у Факторі 2, оскільки відображає клінічно значущу ознаку адиктивної поведінки (конспіративність, приховування).

Перевірка надійності фінальної версії підтвердила значне психометричне покращення. Внутрішня узгодженість повної 10-пунктної шкали зросла до $\alpha = 0.795$. Фактор 1 продемонстрував відмінну надійність ($\alpha = 0.866$); всі чотири пункти мають r -it ≥ 0.608 . Фактор 2 показав прийнятну надійність ($\alpha = 0.696$) – суттєво вище порівняно з оригінальними Факторами Б ($\alpha = 0.612$) і В ($\alpha = 0.505$). Ключовим показником є зростання мінімальної α серед субшкал: з критичного 0.505 до прийнятного 0.696 (+0.191). Порівняльна характеристика версій подана у таблиці 4.

Фінальний варіант шкали AIAS-10+1

Таблиця 4.

Порівняльна психометрична характеристика AIAS-11 v3.0 та AIAS-10+1 v4.0. * – Фактор Б оригінальної версії

Показник	AIAS-11 v3.0	AIAS-10+1 v4.0	Δ	Оцінка зміни
Пунктів у ЗІЗ	11	10	–1	Мінімальна втрата
Кількість факторів	3	2	–1	Відповідає EFA
α повна шкала	0.777	0.795	+0.018	Покращення
α Фактор 1 (соц.-емоц.)	0.777	0.866	+0.089	Суттєва
α Фактор 2 (поведінк.-когн.)	0.612*	0.696	+0.084	Суттєва
α Фактор 3 / мін. α субшкали	0.505	–/0.696	+0.191	Критична
Статус П6	У ЗІЗ (шкодить α)	Окремий ІКМ	Виведено	Методологічно чисто
Відповідність EFA	Часткова	Висока	–	Підтверджено

v4.0 та ключ

Фінальна шкала AIAS-10+1 v4.0 включає 10 пунктів для підрахунку ЗІЗ та 1 окремий індикатор. Інструкція для респондента: «Будь ласка, уважно прочитайте кожне твердження та оцініть, наскільки воно відповідає вашому досвіду. Обведіть або позначте лише одну відповідь у кожному рядку: 1 – Ніколи; 2 – Рідко; 3 – Іноді (50/50); 4 – Часто; 5 – Завжди / Дуже часто».

ВАЛІДИЗАЦІЯ ПОРОГОВИХ ЗНАЧЕНЬ ДЛЯ ШКАЛИ AIAS-10+1 v4.0 (10 ПУНКТИВ)

Перехід від 11-пунктної до 10-пунктної версії шкали (вилучення П6 із загального балу) змінив діапазон ЗІЗ із 11–55 до 10–50 балів і, відповідно, зробив некоректним пряме перенесення теоретичного порогу ≥ 23 балів. Для встановлення нового порогового значення проведено повторну валідацію із застосуванням шести незалежних методів на тій самій вибірці (N = 234).

Описова статистика ЗІЗ нової шкали: M = 16.60, SD = 5.45, Mdn = 15.0, мін. = 10, макс. = 35. Розподіл також характеризується вираженою правосторонньою асиметрією, що підтверджує загальну низьку вираженість залеж-

Таблиця 5.

Шкала AIAS-10+1 v4.0 – бланк для відповідей.

№	Твердження	1	2	3	4	5
ФАКТОР 1 – «Соціально-емоційна залежність» (Пункти 1, 2, 3, 7)						
1	Я помічаю, що мені легше розповісти про свої переживання або проблему ШІ, ніж реальній людині.	☐	☐	☐	☐	☐
2	Мені комфортніше спілкуватися з ШІ, ніж з людьми, бо він не засуджує і не втомлюється від мене.	☐	☐	☐	☐	☐
3	Коли я відчуваю стрес або тривогу, я автоматично відкриваю ШІ, щоб заспокоїтися або відволіктися.	☐	☐	☐	☐	☐
7	Я ділюся(-лася) з ШІ особистими секретами або переживаннями, які не наважився(-лася) б розповісти близьким людям.	☐	☐	☐	☐	☐
ФАКТОР 2 – «Поведінково-когнітивна залежність» (Пункти 4, 5, 8, 9, 10, 11)						
4	Я ловлю себе на тому, що приймаю відповіді ШІ як істину, не перевіряючи їх.	☐	☐	☐	☐	☐
5	Я відчуваю розгубленість або тривогу, якщо потрібно написати текст чи вирішити задачу без допомоги ШІ.	☐	☐	☐	☐	☐
8	Я уникаю завдань або ситуацій, де не можу скористатись ШІ, навіть якщо міг(-ла) б впоратись самостійно.	☐	☐	☐	☐	☐
9	Мені некомфортно або тривожно, коли я тривалий час не маю доступу до ШІ.	☐	☐	☐	☐	☐
10	Я витрачаю на спілкування з ШІ значно більше часу, ніж планував(-ла).	☐	☐	☐	☐	☐
11	Я приховую від викладачів або близьких реальний обсяг того, як я використовую ШІ у навчанні чи роботі.	☐	☐	☐	☐	☐
ІНДИКАТОР КРИТИЧНОГО МИСЛЕННЯ (+1) – аналізується та звітується окремо від ЗІЗ						
ІКМ	Я намагаюся перевіряти інформацію, отриману від ШІ, за іншими джерелами. (реверсний: 5→1, 4→2, 3→3, 2→4, 1→5)	☐	☐	☐	☐	☐

ної поведінки у вибірці.

Перцентильний аналіз. Побудовано повний перцентильний розподіл ЗІЗ нової шкали. 80-й перцентиль, що традиційно використовується як межа «верхньої квінтیلی» при нормативному підході до скринінгових інструментів, відповідає ЗІЗ = 20 балів. Поріг ≥ 20 охоплює топ 20.5% вибірки ($n = 48$), поріг ≥ 21 – топ 17.5% ($n = 41$). Таким чином, 80-й перцентиль вказує на поріг ≥ 20 балів.

Known-groups validity – градієнт за самооцінкою. Аналіз середніх значень ЗІЗ залежно від самооцінки залежності виявив чіткий монотонний градієнт: «Ні» ($M = 14.29$) $\rightarrow$ «Мабудь ні» ($M = 16.38$) $\rightarrow$ «Мабудь так» ($M = 18.32$) $\rightarrow$ «Так» ($M = 22.73$, $Mdn = 21.0$). Медіана групи «Так» відповідає рівню ≥ 21 бал, що збігається з пропорційним розрахунком. Порівняння бінарних груп підтвердило значущу різницю: $M = 19.41$ («Так» / «Мабудь так», $n = 83$) проти $M = 15.05$ («Ні» / «Мабудь ні», $n = 151$); $U = 9\,220$, $p < .001$, $|r| = 0.471$. Критерій Краскела–Уолліса по чотирьох категоріях: $H = 46.99$, $p < .001$.

Gaussian Mixture Modeling. GMM (ЕМ-алгоритм, $K = 2$) виявив два компоненти розподілу: «Адаптивний» ($\mu = 14.36$, $\sigma = 2.85$, $\pi = 77.2\%$) та «Ризик» ($\mu = 24.19$, $\sigma = 5.34$, $\pi = 22.8\%$). Природна точка перетину компонентів – ЗІЗ = 20.23 $\rightarrow$ поріг ≥ 20 . ВІС для $K = 2$ (1405.36) практично ідентичний ВІС для $K = 3$ (1405.38), що свідчить про відсутність суттєвого виграшу від тричастинного розбиття на цих даних. Трикомпонентна модель виявила поріг між K_2 і K_3 на рівні $\approx 20.7 \rightarrow \geq 21$, тобто обидва рішення сходяться.

Апостеріорні ймовірності приналежно-

сті до компонента «Ризик» при різних значеннях ЗІЗ утворюють чіткий сигмоїдний перехід: при ЗІЗ = 18 – $P = 0.154$, при ЗІЗ = 20 – $P = 0.451$, при ЗІЗ = 21 – $P = 0.666$, при ЗІЗ = 22 – $P = 0.841$. Точка рівноймовірності ($P = 0.50$) відповідає ЗІЗ ≈ 20.2 , що є статистичним обґрунтуванням порогу ≥ 20 .

ROC-аналіз із зовнішнім критерієм. ROC-аналіз ЗІЗ відносно зовнішнього критерію (самооцінка залежності, дихотомізована) показав прийнятну AUC = 0.736. Оптимальний поріг за Youden's J ($J = 0.350$) відповідає ≥ 18 балів (чутливість = 0.542, специфічність = 0.808). Для пріоритетних порогів-кандидатів деталі наведено в таблиці 6.

Низька чутливість при порогах ≥ 20 –21 (0.373–0.325) при одночасно прийнятній специфічності є очікуваним і теоретично обґрунтованим результатом для скринінгового інструменту, орієнтованого на мінімізацію хибно-позитивних випадків. Водночас це розходження між ROC-оптимальним порогом (≥ 18 за Youden) та обраним порогом (≥ 20) пояснюється феноменом «прихованої залежності» – систематичною тенденцією до заниження суб'єктивної оцінки власної залежної поведінки порівняно з об'єктивними показниками. Цей феномен добре задокументований у контексті інших поведінкових адикцій: зокрема, при ігровому розладі та залежності від соціальних мереж люди схильні недооцінювати частоту та негативні наслідки власної поведінки внаслідок дії механізмів раціоналізації та соціальної бажаності (Billieux et al., 2015; Griffiths, 2005). У випадку ІІІ цей ефект може бути додатково підсилений культурною нормалізацією використання технологій в академічному середо-

вищі: студенти, які компульсивно звертаються до ШІ при виконанні навчальних завдань, схильні інтерпретувати цю поведінку як раціональну стратегію, а не як ознаку залежності (Deng & Deng, 2025). Таким чином, шкала AIAS-10+1 v4.0 при порозі ≥ 20 виявляє частину осіб, які ще не усвідомлюють втрати контролю над власною поведінкою, – що є саме тим, чого вимагає ефективний скринінговий інструмент. NPV = 0.710–0.720 підтверджує, що

(~20%) і розмежувальною силою спостерігається при ≥ 20 ($d = 3.09$, 20.5% групи ризику). Пропорційний перерахунок теоретичного порогу: $23 / 55 \times 50 = 20.9 \rightarrow \geq 21$.

Прийняття рішення про поріг: консенсусний підхід. Методи валідазації вказують на діапазон порогів від ≥ 18 до ≥ 21 . (таблиця 7) Для прийняття обґрунтованого рішення необхідно врахувати мету застосування шкали та баланс між чутливістю і спе-

Таблиця 6.

ROC-характеристики кандидатних порогів ЗІЗ (AIAS-10+1 v4.0, зовнішній критерій – самооцінка залежності, N = 234)

Поріг	Чутл.	Специф.	J	PPV	NPV	Коментар
≥ 18	0.542	0.808	0.350	0.608	0.762	Оптимум Youden
≥ 19	0.482	0.828	0.310	0.606	0.744	Вища специфічність
≥ 20	0.373	0.887	0.261	0.646	0.720	Баланс / GMM поріг
≥ 21	0.325	0.907	0.233	0.659	0.710	Пропорційний поріг
≥ 22	0.301	0.921	0.222	0.676	0.706	Висока специфічність

особи нижче порогу правильно класифікуються як «адаптивні» у 71% випадків, що є прийнятним для популяційного скринінгу.

Аналіз чутливості та пропорційний перерахунок. Аналіз чутливості засвідчив, що при зміні порогу від ≥ 18 до ≥ 21 частка групи ризику зменшується з 31.6% до 17.5%, тоді як Cohen's d зростає з 2.56 до 3.42. Максимальний баланс між охопленням групи ризику

цифічністю:

Поріг ≥ 18 балів (оптимум за Youden) забезпечує найвищу чутливість (54.2%) і підходить для завдань первинного скринінгу, де пріоритетом є не пропустити жодного випадку. Однак він включає значну частку «хибнопозитивних» і охоплює 31.6% вибірки.

Поріг ≥ 20 балів підтримується перцентильним аналізом (80-й перцентиль), GMM

Таблиця 7.

Зведені рекомендації шести методів валідазації порогу для AIAS-10+1 v4.0

Метод	Результат	Поріг	Вага рішення
1. Перцентильний (80-й перцентиль)	ЗІЗ = 20.0	≥ 20	Стандартний нормативний
2. Known-groups (Mdn групи «Так»)	Mdn = 21.0	≥ 21	Зовнішня валідність
3. GMM K=2 (точка перетину)	ЗІЗ = 20.23	≥ 20	Природна структура даних
4. GMM K=3 (поріг K2–K3)	ЗІЗ = 20.7	≥ 21	Підтверджуючий
5. Пропорційний перерахунок	$23/55 \times 50 = 20.9$	≥ 21	Спадковість версій
6. ROC Youden (зовнішній)	J = 0.350 при ≥ 18	≥ 18	Максимальна чутливість

(точка перетину 20.23) та аналізом чутливості ($d = 3.09$). Охоплює 20.5% вибірки – збігається з часткою групи ризику за оригінальною шкалою (20.2%). Є найбалансованим рішенням.

Поріг ≥ 21 балів підтримується пропорційним методом, known-groups ($Mdn = 21$) та GMM $K=3$. Охоплює 17.5% вибірки, забезпечує вищу специфічність (90.7%) і менший відсоток хибнопозитивних результатів.

ДВОВИМІРНА МАТРИЦЯ ІНТЕРПРЕТАЦІЇ ЗІЗ $\times$ ІНДИКАТОР КРИТИЧНОГО МИСЛЕННЯ (П6)

Центральним методологічним рішенням фінальної версії шкали є використання пункту П6 не як частини загального балу, а як незалежного «Індикатора критичного мислення» (ІКМ), що якісно уточнює інтерпретацію ЗІЗ. Підставою для цього є: (1) $r_{it} = 0.131$ (значно нижче мінімально прийнятного поро-

гу); (2) в ЕФА П6 стабільно утворює самостійний третій фактор; (3) виключення П6 з ЗІЗ підвищує α з 0.777 до 0.795; (4) кореляція П6 з ЗІЗ є слабкою ($r_s = 0.147$), тоді як з П4 – $r_s = 0.156$ ($p = .017$), що підтверджує його функцію антиподу некритичного прийняття інформації.

Водночас П6 є клінічно значущим: особи з низькою критичністю ($П6_{рев} \geq 4$) мають вищий середній ЗІЗ ($M = 17.73$ vs $M = 15.36$ у «критичних») і вищий відсоток потрапляння до групи ризику (27.2% vs 13.6%) (таблиця 8). Ігнорування цього виміру знизило б діагностичну чутливість шкали.

Структура двовимірної матриці

Матриця будується на перетині двох осей: (1) ЗІЗ – поріг ≥ 20 балів; (2) ІКМ ($П6_{рев}$) – три рівні: критичний (≤ 2), нейтральний ($= 3$), некритичний (≥ 4). Це утворює шість комірок, чотири з яких є клінічно значущими:

Гradient середніх значень ЗІЗ та частки самооцінки залежності між квадрантами є мо-

Таблиця 8.

Двовимірна матриця інтерпретації AIAS-10+1 v4.0: ЗІЗ $\times$ Індикатор критичного мислення (n та % від $N = 234$)

	ЗІЗ < 20 «Адаптивне використання»	ЗІЗ ≥ 20 «Проблемне використання»
П6 ≤ 2 Критичний	АДАПТИВНИЙ КРИТИЧНИЙ n = 76 (32.5%) M ЗІЗ = 14.1 Норма. Інструментальне використання ШІ з критичним ставленням. Низький ризик.	РИЗИК ЗІ ЗБЕРЕЖЕНОЮ КРИТИЧНІСТЮ n = 12 (5.1%) M ЗІЗ = 23.3 Ознаки залежності, але критичність може бути захисним фактором. Помірний ризик. Рекомендовано спостереження.
П6 = 3 Нейтральний	АДАПТИВНИЙ НЕЙТРАЛЬНИЙ n = 73 (31.2%) M ЗІЗ = 14.4 Адаптивне використання, нейтральна критичність. Рекомендовано просвітницьку роботу.	РИЗИК СТАНДАРТНИЙ n = 22 (9.4%) M ЗІЗ = 23.1 Проблемне використання без компенсуючої критичності. Рекомендована психологічна консультація.
П6 ≥ 4 Некритичний	АДАПТИВНИЙ НЕКРИТИЧНИЙ n = 37 (15.8%) M ЗІЗ = 14.8 <i>Примітка:</i> Поточне використання адаптивне, але відсутність критичності є чинником ризику. Необхідний розвиток медіаграмотності.	РИЗИК ПОДВІЙНИЙ n = 14 (6.0%) M ЗІЗ = 25.6 Найвищий ризик. Залежна поведінка + відсутність критичного мислення. Необхідна консультація та втручання.

нотонним (від 14.1 у «Адаптивному критично-му» до 25.6 у «Ризику подвійному»), що підтверджує обґрунтованість матриці. Самооцінка залежності також зростає відповідно до квад-

ранту: 28% → 35% → 50% → 64%.

Двовимірна матриця (Таблиця 8) надає готову інтерпретацію для всіх комбінацій ЗІЗ × ІКМ. Результати ІКМ також рекомендується

ФІНАЛЬНИЙ КЛЮЧ ДО ШКАЛИ AIAS-10+1 v4.0

Крок 1. Підрахунок балів за пунктами

Оцінювач присвоює числовий бал кожній відповіді: «Ніколи» = 1, «Рідко» = 2, «Іноді (50/50)» = 3, «Часто» = 4, «Завжди / Дуже часто» = 5. Бал за Індикатором критичного мислення (П6) перекодовується у зворотному порядку: бал_{рев} = 6 – бал_{прям}.

Крок 2. Розрахунок субшкальних балів та ЗІЗ

Шкала / Субшкала	Пункти	Діапазон	Формула
ЗІЗ – Загальний індекс залежності	П1+П2+П3+П4+П5+П7+П8+П9+П10+П11	10–50	Проста сума (без П6)
Ф1 – Соціально-емоційна залежність	П1 + П2 + П3 + П7	4–20	Проста сума
Ф2 – Поведінково-когнітивна залежність	П4 + П5 + П8 + П9 + П10 + П11	6–30	Проста сума
ІКМ – Індикатор критичного мислення	П6 (реверсний): 5→1,	1–5	Окремо від ЗІЗ

Крок 3. Інтерпретація ЗІЗ

Бали ЗІЗ	Рівень	Перцентиль	Рекомендація
10–19	Адаптивне використання	0 – 79%	Відсутність виражених ознак залежності. ШІ використовується інструментально. Моніторинг не потрібен.
20–24	Помірний ризик	80 – 89%	Початкові ознаки залежної поведінки. Рекомендовано профілактичну бесіду та повторну діагностику через 3 міс.
25–40	Виражений ризик / Група ризику	89 – 100%	Виражені ознаки залежності. Рекомендується психологічна консультація та поглиблене обстеження.
41–50	Потенційна ШІ-адикція	–	У поточній вибірці не зафіксовано. Потребує клінічної верифікації. За наявності – направлення до спеціаліста.

Примітка: Рекомендований основний поріг – ЗІЗ ≥ 20 балів (підтверджено 4 із 6 методів валідазації, відповідає 80-му перцентилу, ВІС-оптимальній точці GMM та Cohen's d = 3.09). Двопорогова інтерпретація (помірний / виражений ризик) уточнює клінічне рішення.

Крок 4. Уточнення інтерпретації через Індикатор критичного мислення (ІКМ)

Бал ІКМ	Рівень критичності	Корекція інтерпретації ЗІЗ
1–2	Висока критичність (перевіряє інформацію часто/завжди)	Знижує ризик: при ЗІЗ у зоні «помірного ризику» – розглядати як «підвищену увагу» (не повний ризик).
3	Нейтральна критичність (іноді перевіряє)	Інтерпретувати ЗІЗ стандартно за таблицею Кроку 3.
4–5	Низька критичність (рідко або ніколи не перевіряє)	Підвищує ризик: при ЗІЗ у будь-якій зоні – рекомендована просвітницька робота щодо медіаграмотності; при ЗІЗ ≥ 20 – пріоритетне направлення.

аналізувати у поєднанні з П4: висока кореляція П4 та ІКМ (обидва = некритичне ставлення) посилює клінічну значущість висновку.

РЕЗУЛЬТАТИ ВИБІРКИ ЗА НОВОЮ ШКАЛОЮ AIAS-10+1 v4.0

Після розробки та валідації шкали AIAS-10+1 v4.0 проведено повторне обчислення показників для всієї вибірки (N = 242) з використанням нового ключа: ЗІЗ = сума 10 пунктів (без П6), поріг ≥ 20 балів, двопорогова

vs 5.93), що відображає більшу поширеність когнітивно-поведінкових проявів залежності порівняно з соціально-емоційними. Середній ІКМ = 2.84 (ближче до «іноді перевіряю») свідчить про помірний, але не достатній рівень критичного ставлення до ІІІ у вибірці.

Загальна частка групи ризику за новою шкалою (20.2%, n = 49) збігається з аналогічним показником за старою шкалою AIAS-11 v3.0 (також 20.2%, n = 49) (таблиця 10). Це є важливим підтвердженням стабільності класи-

Таблиця 9.

Описова статистика показників AIAS-10+1 v4.0 (N = 242)

Показник	M	SD	Mdn	Min	Max
ЗІЗ – Загальний індекс залежності (10–50)	16.61	5.41	15.0	10	35
Ф1 – Соціально-емоційна залежність (4–20)	5.93	2.98	5.0	4	18
Ф2 – Поведінково-когнітивна залежність (6–30)	10.68	3.52	10.0	6	24
ІКМ – Індикатор критичного мислення (1–5)	2.84	0.99	3.0	1	5

Таблиця 10.

Розподіл респондентів за рівнями залежності (AIAS-10+1 v4.0, N = 242)

Рівень	n	%	M ЗІЗ	Mdn	Зона ЗІЗ
Адаптивне використання	193	79.8%	14.37	14.0	10–19
Помірний ризик	23	9.5%	21.78	22.0	20–24
Виражений ризик	26	10.7%	28.65	28.0	25–40
Потенційна ІІІ-адикція	0	0.0%	–	–	41–50
Разом у групі ризику (≥ 20)	49	20.2%	25.28	24.0	20–40

інтерпретація (20–24 = помірний ризик; 25–40 = виражений ризик), ІКМ = реверсний П6 (1–5, окремо) (таблиця 9).

Середній ЗІЗ (M = 16.61) відповідає адаптивній зоні та є нижчим від нового порогу ризику (≥ 20) на 3.4 бали, що є типовим для студентської вибірки без клінічного відбору. Ф2 у середньому вдвічі перевищує Ф1 (10.68

фікації: зміна методології підрахунку (вилучення П6 з ЗІЗ, новий поріг ≥ 20) не призвела до зміщення загальної частки групи ризику. Водночас нова шкала надає якісно нову інформацію завдяки двопоровій інтерпретації: 9.5% становлять «помірний ризик» (потребують спостереження), а 10.7% – «виражений ризик» (потребують консульта-

Таблиця 11.

Розподіл за рівнями Індикатора критичного мислення (N = 242)

Рівень критичності	n	%	Характеристика
Критичний (ІКМ 1–2)	90	37.2%	Часто або завжди перевіряє інформацію від ШІ – захисний
Нейтральний (ІКМ = 3)	98	40.5%	Перевіряє іноді – потенціал для покращення медіаграмотності
Некритичний (ІКМ 4–5)	54	22.3%	Рідко або ніколи не перевіряє – чинник підвищеного ризику

ції).

Лише 37.2% респондентів демонструють критичне ставлення до інформації від ШІ (ІКМ ≤ 2) (таблиця 11). Кожен п'ятий студент (22.3%, n = 54) практично не верифікує отримані від ШІ дані, що є незалежним чинником ризику навіть за наявності адаптивного рівня ЗІЗ. Середній ІКМ = 2.84 розташований у зоні «нейтрального», що підтверджує тезу про недостатню медіаграмотність у дослідженій групі.

Двовимірна матриця ЗІЗ $\times$ ІКМ: профілі респондентів. Застосування двовимірної матриці дозволяє отримати якісно новий рівень інтерпретації, недосяжний при однобальній оцінці. Шість профілів розподілились таким чином (таблиця 12).

Результати матриці виявляють кілька важливих закономірностей. По-перше, найбільшу групу складають «Адаптивні критичні» (32.2%, n = 78) – студенти з нормальним рівнем використання ШІ та розвинутою критичністю. Разом із «Адаптивними нейтральними» (31.4%) вони формують основне «ядро» вибірки (63.6%) з мінімальним ризиком залежності.

По-друге, суттєвою є група «Адаптивних некритичних» (В, 16.1%, n = 39) – студенти, у яких поточний ЗІЗ знаходиться у зоні норми, проте низька критичність (М ІКМ = 4.31) є фактором уразливості. Третина цієї групи (35.1%) суб'єктивно допускає наявність залежності. Ця група потребує профілактичних втручань.

Таблиця 12.

Розподіл за квадрантами двовимірної матриці ЗІЗ $\times$ ІКМ (N = 242). Самооц. – % тих, хто самооцінює залежність («Мабудь так» / «Так»)

Профіль (квадрант)	n	%	М ЗІЗ	М ІКМ	Самооц. залежн.
А – Адаптивний критичний	78	32.2%	14.21	1.78	27.6% Норма
Б – Адаптивний нейтраль-	76	31.4%	14.34	3.00	24.7% Просвіта
В – Адаптивний некритич-	39	16.1%	14.77	4.31	35.1% Уважно
Г – Ризик зі збереж. крити-	12	5.0%	23.33	1.92	50.0% Помірний
Д – Ризик стандартний	22	9.1%	26.50	3.00	72.7% Консульта.
Е – Ризик подвійний	15	6.2%	25.53	4.20	64.3% Пріоритет

По-третє, серед власне групи ризику виділяються два принципово різних профілі. «Ризик зі збереженою критичністю» (Г, 5.0%, $n = 12$) – попри тривожний рівень ЗІЗ, ці студенти зберігають критичне ставлення до інформації від ШІ (М ІКМ = 1.92), що може виконувати захисну функцію. «Ризик подвійний» (Е, 6.2%, $n = 15$) – найбільш уразлива група: виражена залежна поведінка поєднується з некритичним ставленням (М ІКМ = 4.20), 64.3% самостійно визнають залежність. У цій групі зафіксовано найвищий рівень самооцінки залежності серед усіх шести профілів.

Обидві субшкали демонструють стійкий і статистично значущий градієнт від адаптивної до групи вираженого ризику. Ф1 зростає майже втричі ($4.92 \rightarrow 11.42$), Ф2 – майже вдвічі ($9.45 \rightarrow 17.23$). Показово, що ІКМ також значущо відрізняється між рівнями ($H = 9.61$, $p = .008$): у групі вираженого ризику критичність нижча (М = 3.35 – «нейтральний»), ніж в адаптивній (М = 2.77 – ближче до «критичного») (таблиця 13). Це підтверджує теоретичний зв'язок між зниженням критичності та зростанням залежності.

Порівняння класифікацій: AIAS-11 v3.0 vs AIAS-10+1 v4.0. Аналіз збігу класифікацій за двома версіями шкали виявив надзвичайно високу стабільність результатів. Матриця переходів показала, що 97.9% ($n = 234$) рес-

пондентів отримали однакову бінарну класифікацію (адаптивне / ризик) за обома версіями шкали. Лише 8 осіб (3.3%) отримали різний статус: 4 особи (1.7%) нова шкала додатково включила до групи ризику (ЗІЗ нов. = 20, ЗІЗ стар. = 22), і 4 особи (1.7%) вийшли з ризику (мали ≥ 23 за старою, але < 20 за новою).

Чотири особи, що перейшли до групи ризику за новою шкалою, мають однаковий профіль: ЗІЗ нов. = 20, ЗІЗ стар. = 22, ІКМ = 2 (висока критичність), 100% жінки, 50% самооцінюють залежність. Таким чином, нижчий поріг ≥ 20 виявив осіб на початку зони ризику, яких попередній поріг не фіксував. Їх потрапляння у категорію «Ризик зі збереженою критичністю» (квадрант Г) у двовимірній матриці є методологічно коректним і клінічно обґрунтованим: попри захисний фактор критичності, їхня поведінка вже виходить за межу норми.

Гендерний аспект у квадрантах ризику. Привертає увагу виражена гендерна нерівномірність у квадрантах ризику: «Ризик стандартний» (Д) складається майже виключно з жінок (95.5%), «Ризик зі збереженою критичністю» (Г) – 83.3% жінок, «Ризик подвійний» (Е) – 66.7% жінок. Це узгоджується з результатами кластерного аналізу (кластер «Групи ризику»: 90.3% жінок) та регресійним аналізом субшкал (стать є значущим предиктором Ф1, $\beta^* = 0.15$, $p = .038$). Жінки, за отри-

Таблиця 13.

Субшкальні показники за рівнями ризику (AIAS-10+1 v4.0). * $p < 0.001$, ** $p < 0.01$**

Рівень	М Ф1	М Ф2	М ІКМ	М ЗІЗ
Адаптивне ($n=193$)	4.92	9.45	2.77	14.37
Помірний ризик ($n=23$)	8.17	13.61	2.83	21.78
Виражений ризик ($n=26$)	11.42	17.23	3.35	28.65
Kruskal-Wallis	$H=94.72^{***}$	$H=93.90^{***}$	$H=9.61^{**}$	$H=118.98^{***}$

маними даними, більш схильні до соціально-емоційного заміщення через ШІ, що й формує вищий ризик залежності.

ДИСКУСІЯ

Розробка та валідація шкали AIAS-10+1 v4.0 дозволила не лише підтвердити наявність феномену проблемного використання генеративного штучного інтелекту серед студентської молоді, але й виявити складні внутрішні механізми цієї залежності.

Оцінюючи поширеність явища, наші результати демонструють, що абсолютна більшість студентів (79.8%) зберігає адаптивний патерн взаємодії з алгоритмами. Показовим є те, що жоден із 242 респондентів не досяг зони патологічного використання (≥ 39 балів). Це підтверджує тезу про те, що ШІ-адикція наразі перебуває на стадії формування як новий поведінковий розлад (Kooli et al., 2025) і в студентському середовищі проявляється переважно у формі субклінічного проблемного використання. Проте той факт, що кожен п'ятий студент (20.2%) вже перебуває у зоні ризику, вказує на нагальну потребу у впровадженні скринінгових та превентивних заходів в освітніх закладах.

Глибокий аналіз субшкал виявив, що найвираженішим компонентом проблемного використання є когнітивний (Фактор Б). Схильність студентів приймати відповіді ШІ без перевірки ($M = 2.45$) знаходить своє пояснення у новітніх дослідженнях когнітивних наслідків цифровізації. Зокрема, Deng та Deng (2025) (Deng & Deng, 2025) описують феномен перетворення користувача на «когнітивного скупця» (cognitive miser) внаслідок адиктивного використання ШІ. Це прямий наслідок

надмірного «когнітивного розвантаження» (cognitive offloading) – процесу аутсорсингу власного мислення алгоритмам, що неминуче призводить до зниження аналітичних здібностей (Jose et al., 2025; Chirayath et al., 2025). Водночас зафіксований нами високий рівень тривоги при неможливості скористатися ШІ ($M = 2.10$) емпірично підтверджує існування нещодавно описаного феномену «AIlessphobia» (фобії відсутності ШІ), який стрімко поширюється серед молоді (Sağlam & Kalanlar, 2025).

Важливим здобутком нашого дослідження є розкриття специфічних психологічних тригерів ШІ-залежності. Встановлені значущі кореляції загального індексу залежності (3ІЗ) зі стресом ($r_s = 0.178$) та самотністю ($r_s = 0.179$) узгоджуються з даними Yao et al. (2025) (Yao et al., 2025), які пов'язують проблемне використання чат-ботів із негативними психологічними станами. Однак наша шкала дозволила виявити унікальну дисоціацію цих предикторів:

Стрес корелює переважно з Фактором Б (когнітивна атрофія, $r_s = 0.199$). Враховуючи специфіку вибірки, це пояснюється фактором академічного навантаження: відчуваючи високий рівень стресу та очікувань щодо успішності, студенти компульсивно звертаються до ШІ як до інструменту подолання (coping mechanism), делегуючи йому виконання завдань (Zhang et al., 2024).

Самотність, яка виявилася найсильнішим предиктором ШІ-залежності, корелює як з Фактором А так і з Фактором Б (соціально-емоційне заміщення, $r_s = 0.237$).

Цей зв'язок самотності із соціальним

заміщенням особливо яскраво проявляється крізь призму виявленої нами гендерної нерівномірності. Той факт, що жінки складають абсолютну більшість у групах ризику (від 66.7% до 95.5%), свідчить про їхню вищу вразливість саме до емоційного компонента взаємодії з алгоритмами. Ця гіпотеза ідеально узгоджується з концепцією «Фундаментальної помилки емпатійного III» (Kreitmair, 2025), згідно з якою користувачі, відчуючи дефіцит реального спілкування (самотність), схильні до антропоморфізації технологій і починають сприймати III як емпатійного співрозмовника.

Закономірним результатом є і те, що висока частота звернень до III (10+ разів на день) статистично значущо підвищує ризик залежності. Проте виділена нами завдяки специфіці шкали група «Ризику зі збереженою критичністю» (квадрант Г) доводить, що інтенсивна експлуатація III не завжди тотожна повній когнітивній деградації. Як наголошують вітчизняні дослідники (Volotovska et al., 2025), частина здобувачів здатна зберігати навички критичного мислення завдяки високій академічній самосвідомості. Тим не менш, найсильніший зв'язок об'єктивного балу ЗІЗ із суб'єктивною самооцінкою залежності ($r_s = 0.435$) свідчить про те, що самі студенти вже рефлексують і усвідомлюють втрату контролю над своєю цифровою поведінкою.

Таким чином, запропонована шкала AIAS-10+1 v4.0 доводить свою діагностичну чутливість і здатність розмежовувати інструментальне застосування технології від патологічного соціально-емоційного та когнітивного злиття з алгоритмом.

Обмеженням даного дослідження є декілька аспектів, що необхідно враховувати при інтерпретації результатів.

1. Однорідність вибірки: учасники є переважно студентами ЗВО віком 18–22 роки, що обмежує можливість генералізації висновків на інші вікові та соціальні групи.

2. Потенційний selection bias: онлайн-формат рекрутингу міг залучити респондентів із вищою рефлексивністю щодо власного використання III або більшою зацікавленістю темою, порівняно із загальною студентською популяцією.

3. Відсутність клінічно верифікованих груп: жоден із учасників не досяг зони патологічного використання ($ЗІЗ \geq 41$), що унеможливило зовнішню валідацію верхньої категорії шкали та встановлення клінічних норм.

4. Перехресний дизайн дослідження знижує достовірність причинно-наслідкових висновків: встановлені кореляції між самотністю, стресом та ЗІЗ є асоціативними, а не каузальними.

5. Гендерний дисбаланс вибірки (71.5% жінок) дещо ускладнює однозначну інтерпретацію гендерних відмінностей у групах ризику: виражене переважання жінок у квадрантах ризику може частково відображати структуру вибірки, а не лише реальний ефект статі.

6. Двофакторна структура шкали AIAS-10+1 v4.0 отримана методом EFA. Для її підтвердження необхідне проведення конфірмаційного факторного аналізу (CFA) на незалежній вибірці.

Перспективи дослідження включають: тестування шкали на різновікових та клінічних групах, проведення CFA та лонгітюд-

них досліджень для встановлення предиктивної валідності, а також розробку гендерно-диференційованих нормативних таблиць.

ВИСНОВКИ

Дане дослідження представляє результати розробки та комплексної психометричної валідації шкали скринінгової діагностики залежності від штучного інтелекту –bAIAS-10+1 v4.0.

З психометричної точки зору, фінальна двофакторна структура шкали демонструє задовільну внутрішню узгодженість ($\alpha = 0.795$) та суттєво переважає попередню трифакторну версію (AIAS-11 v3.0). Удосконалення інструменту дозволило усунути проблему низької надійності окремих субшкал шляхом переведення методологічно вразливого реверсного пункту до статусу незалежного Індикатора критичного мислення (ІКМ, пункт +1). Це рішення підтверджено результатами ЕФА та кореляційного аналізу. Крім того, діагностичне порогове значення ($3ІЗ \geq 20$ балів) було успішно валідизовано шістьма незалежними статистичними методами.

З клінічної та психологічної точки зору, двофакторна модель шкали дозволяє диференційовано оцінювати два ключові вектори ШІ-адикції: соціально-емоційне заміщення (Фактор А) та когнітивну атрофію (Фактор Б). Апробація інструменту на студентській вибірці ($N = 242$) засвідчила, що хоча патологічного використання ШІ наразі не зафіксовано, кожен п'ятий здобувач (20.2%) вже перебуває у зоні ризику. Медіаційний аналіз довів дисоціацію психологічних предикторів: самотність провокує емоційне злиття з алгоритмами (Фактор А), тоді як академічний стрес стиму-

лює феномен когнітивного розвантаження та делегування (Фактор Б).

Унікальною перевагою запропонованого інструменту є використання двовимірної матриці оцінювання ($3ІЗ \times ІКМ$). Це дозволяє виокремлювати специфічні підгрупи, такі як «Ризик зі збереженою критичністю» та «Подвійний ризик», що якісно підвищує діагностичну цінність скринінгу. Водночас виявлена гендерна специфіка (значне переважання жінок у групах ризику) та фіксація високого рівня тривоги без доступу до технології (AI lessphobia) відкривають нові перспективи для розуміння патогенезу цього новітнього розладу.

Шкала AIAS-10+1 v4.0 може бути рекомендована для використання в психологічній практиці закладів вищої освіти для раннього виявлення здобувачів, вразливих до негативних наслідків цифровізації, а також як надійний дослідницький інструмент для подальшого вивчення ШІ-адикції, розробки таргетних превентивних програм і гендерно-диференційованих втручань.

References:

- Chen, D., Liu, Y., Guo, Y., & Zhang, Y. (2024). The revolution of generative artificial intelligence in psychology: The interweaving of behavior, consciousness, and ethics. *Acta Psychologica*, 251, 104593. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2024.104593>
- Chornomydz, A. V., & Klantsa, M. P. (2025). Fenomen zalezhnosti vid shtuchnoho intelektu (ShI-adyktsiia): teoretychnyi analiz, faktory ryzyku ta perspektyvy doslidzhennia [The phenomenon of artificial intelligence addiction (AI-addiction): Theoretical analysis, risk factors, and research perspectives]. *Aktualni problemy profilaktychnoi medytyny*, (30), 78–91. <https://doi.org/10.32782/2786-9067-2025-30-10>
- Kooli, C., Kooli, Y., & Kooli, E. (2025). Generative artificial intelligence addiction syndrome: A new behavioral disorder? *Asian Journal of Psychiatry*, 107, 104476. <https://doi.org/10.1016/j.ajp.2025.104476>
- Sağlam, R. K., & Kalanlar, B. (2025). Living with and without AI: A mixed-methods study on AI usage, addiction, and 'Allessphobia' in nursing students. *Nurse Education in Practice*, 88, 104530. <https://doi.org/10.1016/j.nepr.2025.104530>
- Morales-García, W. C., Sairitupa-Sanchez, L. Z., Morales-García, S. B., & Morales-García, M. (2024). Adaptation and psychometric properties of an Attitude toward Artificial Intelligence Scale (AIAS-4) among Peruvian nurses. *Behavioral Sciences*, 14(6), 437. <https://doi.org/10.3390/bs14060437>
- Satici, S. A., Okur, S., Yilmaz, F. B., & Grassini, S. (2025). Psychometric properties and Turkish adaptation of the artificial intelligence attitude scale (AIAS-4): Evidence for construct validity. *BMC Psychology*, 13(1), 297. <https://doi.org/10.1186/s40359-025-02505-6>
- Pantic, I. V. (2026). Introducing the AI addiction scale (AIAS-21): A screening tool for problematic AI use. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 35(1), 297. <https://doi.org/10.1007/s00787-025-02874-8>
- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference* (4th ed.). Allyn & Bacon.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173–1182. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173>
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis* (2nd ed.). Guilford Press.
- Rousseuw, P. J. (1987). Silhouettes: A graphical aid to the interpretation and validation of cluster analysis. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 20, 53–65. [https://doi.org/10.1016/0377-0427\(87\)90125-7](https://doi.org/10.1016/0377-0427(87)90125-7)
- Swets, J. A. (1988). Measuring the accuracy of diagnostic systems. *Science*, 240(4857), 1285–1293. <https://doi.org/10.1126/science.3287615>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6th ed.). Pearson.
- Billieux, J., Maurage, P., Lopez-Fernandez, O., Kuss, D. J., & Griffiths, M. D. (2015). Can disordered mobile phone use be considered a behavioral addiction? An update on current evidence and a comprehensive model for future research. *Current Addiction Reports*, 2(2), 154–162. <https://doi.org/10.1007/s40429-015-0054-y>
- Billieux, J., Schimmenti, A., Khazaal, Y., Maurage, P., & Heeren, A. (2015). Are we overpathologizing everyday life? A tenable blueprint for behavioral addiction research. *Journal of Behavioral Addictions*, 4(3), 119–123. <https://doi.org/10.1556/2006.4.2015.009>
- Griffiths, M. D. (2005). A "components" model of addiction within a biopsychosocial framework. *Journal of Substance Use*, 10(4), 191–197. <https://doi.org/10.1080/14659890500114359>
- Deng, Z., & Deng, Z. (2025). Becoming a cognitive miser? Antecedents and consequences of addictive ChatGPT use. *Social Science & Medicine*, 383, 118467. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2025.118467>
- Jose, B., Joseph, D., Mohan, V., Alexander, E., Varghese, S. K., & Roy, A. (2025). Outsourcing cognition: The psychological costs of AI-era convenience. *Frontiers in Psychology*, 16, 1645237. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1645237>
- Chirayath, G., Premamalini, K., & Joseph, J. (2025). Cognitive offloading or cognitive overload? How AI alters the mental architecture of coping. *Frontiers in Psychology*, 16, 1699320. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1699320>
- Yao, R., Qi, G., Sheng, D., Sun, H., & Zhang, J. (2025). Connecting self-esteem to problematic AI chatbot use: The multiple mediating roles of positive and negative psychological states. *Frontiers in Psychology*, 16, 1453072. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1453072>
- Zhang, S., Zhao, X., & Zhou, T. (2024). Do you have AI dependency? The roles of academic self-efficacy, academic stress, and performance expectations on problematic AI usage behavior. *International Journal of Educational Technology in Higher Education*, 21, 34. <https://doi.org/10.1186/s41239-024-00467-0>
- Kreitmair, K. (2025). The fundamental fallacy of "empathic AI". *Hastings Center Report*, 55(3), 36–44. <https://doi.org/10.1002/hast.5011>

Volotovska, T. P., Shevchenko, I. A., & Ustyenko, O. M. (2025). Vplyv shchuchnoho intelektu na formuvannia krytychnoho myslennia zdobuvachiv osvity v umovakh tsyfrovoi transformatsii [The impact of artificial intelligence on the formation of critical thinking of learners in the conditions of digital transformation]. *Pedahohichna Akademiia: naukovy zapysky*, (25). <https://doi.org/10.5281/zenodo.17983189>

Andrii Chornomydz

PhD in Medical Sciences, Associate Professor of the Department of Pharmacology with Clinical Pharmacology, I. Horbachevsky Ternopil National Medical University of the Ministry of Health of Ukraine, Ternopil (Ukraine)

Mariana Lukaniuk

PhD in Pharmaceutical Sciences, Associate Professor of the Department of Pharmacology with Clinical Pharmacology, I. Horbachevsky Ternopil National Medical University of the Ministry of Health of Ukraine, Ternopil (Ukraine)

Oleksandra Oleshchuk

Doctor of Medical Sciences, Professor of the Department of Pharmacology with Clinical Pharmacology, I. Horbachevsky Ternopil National Medical University of the Ministry of Health of Ukraine, Ternopil (Ukraine)

DEVELOPMENT AND PSYCHOMETRIC VALIDATION OF THE SCREENING SCALE FOR ARTIFICIAL INTELLIGENCE ADDICTION DIAGNOSIS (AIAS-10+1 V4.0)

ABSTRACT

The rapid integration of generative artificial intelligence (AI) into educational and everyday environments has intensified concerns regarding the emergence of new forms of behavioral addiction associated with excessive and maladaptive human–AI interaction. Despite the growing body of research in the field of human–AI interaction, contemporary psychometrics still lacks brief and validated instruments for screening the risk of generative AI addiction. The purpose of the present study was to develop and conduct a comprehensive psychometric validation of the AIAS-10+1 v4.0 (AI Addiction Scale), designed to assess socio-emotional and behavioral-cognitive manifestations of AI addiction.

The study involved 242 university students aged 18–30 years who were active users of generative AI technologies. Psychometric evaluation included assessment of internal consistency (Cronbach's alpha), item-total correlations, exploratory factor analysis (EFA), correlation, regression and mediation analyses, ROC-analysis, Gaussian Mix-

ture Modeling, K-Means cluster analysis, and threshold validation procedures. The initial 11-item version of the scale was revised according to the results of EFA and item analysis, resulting in the final AIAS-10+1 v4.0 model.

The final version of the instrument consists of 10 core items forming two factors: “Socio-Emotional Dependence” ($\alpha = 0.866$) and “Behavioral-Cognitive Dependence” ($\alpha = 0.696$), as well as a separate Critical Thinking Indicator (+1), evaluated independently from the general addiction index. The overall internal consistency of the scale was $\alpha = 0.795$. The findings demonstrated that 20.2% of respondents belonged to the risk group for problematic AI use. Loneliness and stress were identified as significant psychological predictors of AI addiction, while mediation analysis confirmed that their influence is mediated through socio-emotional and cognitive-behavioral mechanisms of interaction with AI systems. ROC-analysis and Gaussian Mixture Modeling supported the validity of the proposed cutoff scores.

The obtained results indicate that AIAS-10+1 v4.0 is a reliable and psychometrically sound screening instrument for identifying the risk of addiction to generative artificial intelligence. The scale may be applied in psychological, educational, and interdisciplinary research, as well as in practical settings for early detection of maladaptive forms of AI-related behavior.

Keywords: generative artificial intelligence; AI addiction; behavioral addiction; psychometric validation; cognitive offloading; human–AI interaction; screening scale; students; psychological dependence; digital behavior.

Чорномидз Андрій

Кандидат медичних наук, доцент кафедри фармакології з клінічною фармакологією, Тернопільський національний медичний університет імені І. Я. Горбачевського МОЗ України, м. Тернопіль (Україна)

Луканюк Мар'яна

Кандидат фармацевтичних наук, доцент кафедри фармакології з клінічною фармакологією, Тернопільський національний медичний університет імені І. Я. Горбачевського МОЗ України, м. Тернопіль (Україна)

Олещук Олександра

Доктор медичних наук, професор кафедри фармакології з клінічною фармакологією, Тернопільський національний медичний університет імені І. Я. Горбачевського МОЗ України, м. Тернопіль (Україна)

РОЗРОБКА ТА ПСИХОМЕТРИЧНА ВАЛІДИЗАЦІЯ СКРИНІНГОВОЇ ШКАЛИ ДІАГНОСТИКИ ЗАЛЕЖНОСТІ ВІД ШТУЧНОГО ІНТЕЛЕКТУ (AIAS-10+1 V4.0)

АНОТАЦІЯ

Стрімке поширення генеративного штучного інтелекту (ШІ) в освітньому та повсякденному середовищі актуалізувало проблему формування нових форм поведінкової залежності, пов'язаних із надмірною та дезадаптивною взаємодією людини з AI-системами. Попри зростання кількості досліджень у сфері human–AI interaction, у сучасній психометрії досі відсутні короткі валідизовані інструменти для скринінгової діагностики ризику залежності від генеративного ШІ. Метою дослідження стала розробка та комплексна психометрична валідизація нової шкали AIAS-10+1 v4.0 (AI Addiction Scale) для оцінки соціально-емоційних і поведінково-когнітивних проявів залежності від ШІ.

У дослідженні взяли участь 242 здобувачі вищої освіти віком 18–30 років, які є активними користувачами генеративних AI-інструментів. Психометричний аналіз включав оцінку внутрішньої узгодженості (Cronbach's alpha), item-total correlations, дослідницький факторний аналіз (EFA), кореляційний, регресійний і медіаційний аналізи, ROC-аналіз, Gaussian Mixture Modeling, кластерний аналіз K-Means та перевірку порогових значень. Первинна 11-пунктна версія шкали була переглянута на основі результатів EFA та item analysis, що дозволило сформувати фінальну модель AIAS-10+1 v4.0.

Фінальна версія шкали містить 10 основних пунктів, які утворюють два фактори: «Соціально-емоційна залежність» ($\alpha = 0.866$) та «Поведінково-когнітивна залежність» ($\alpha = 0.696$), а також окремий індикатор критич-

ного мислення (+1), який оцінюється незалежно від загального індексу залежності. Загальна внутрішня узгодженість шкали становила $\alpha = 0.795$. Встановлено, що 20.2% респондентів належать до групи ризику проблемного використання ШІ. Самотність і стрес виявилися значущими психологічними предикторами залежності, а медіаційний аналіз підтвердив, що їхній вплив реалізується через соціально-емоційні та когнітивно-поведінкові механізми взаємодії з ШІ. ROC-аналіз та Gaussian Mixture Modeling підтвердили валідність запропонованих порогових значень.

Отримані результати свідчать, що AIAS-10+1 v4.0 є надійним і психометрично обґрунтованим інструментом скринінгової діагностики ризику залежності від генеративного штучного інтелекту. Шкала може бути використана у психологічних, освітніх та міждисциплінарних дослідженнях, а також у практиці раннього виявлення дезадаптивних форм взаємодії з AI-технологіями.

Ключові слова: генеративний штучний інтелект; ШІ залежність; поведінкова залежність; психометрична валідизація; когнітивне розвантаження; взаємодія людини та ШІ; скринінгова шкала; проблемне використання ШІ; студенти; цифрова поведінка; критичне мислення; цифрова психологія.

How to cite (як цитувати):

Chornomydz, A., Lukaniuk, M., & Oleshchuk, O. DEVELOPMENT AND PSYCHOMETRIC VALIDATION OF THE SCREENING SCALE FOR ARTIFICIAL INTELLIGENCE ADDICTION DIAGNOSIS (AIAS-10+1 V4.0). *PSYCHOLOGICAL JOURNAL*, 12(3), 7–33. <https://doi.org/10.31108/1.2026.12.3.1> [in Ukrainian]

Чорномидз, А., Луканюк, М., & Олещук, О. РОЗРОБКА ТА ПСИХОМЕТРИЧНА ВАЛІДИЗАЦІЯ ШКАЛИ СКРИНІНГОВОЇ ДІАГНОСТИКИ ЗАЛЕЖНОСТІ ВІД ШТУЧНОГО ІНТЕЛЕКТУ (AIAS-10+1 v4.0). *ПСИХОЛОГІЧНИЙ ЧАСОПИС*, 12(3), 7–33. <https://doi.org/10.31108/1.2026.12.3.1>

Дата отримання статті: 21.12.2025

Дата рекомендації до друку: 20.03.2026

Дата оприлюднення: 30.03.2026