

УДК 159.923.2+159.9.072

DOI: [https://doi.org/10.17721/BPSY.2023.2\(18\).3](https://doi.org/10.17721/BPSY.2023.2(18).3)

Катерина АККАЯ, асп.

ORCID ID: 0000-0001-9561-7676

e-mail: k.malofeikina@student.karazin.ua

Харківський національний університет імені В. Н. Каразіна, Харків, Україна

Валерій ОЛЕФІР, д-р психол. наук, доц.

ORCID ID: 0000-0003-3552-3277

e-mail: voolefir@karazin.ua

Харківський національний університет імені В. Н. Каразіна, Харків, Україна

ПСИХОМЕТРИЧНІ ВЛАСТИВОСТІ УКРАЇНСЬКОЇ ВЕРСІЇ ОПИТУВАЛЬНИКА "ОЦІНКА СТАТУСІВ ПРОФЕСІЙНОЇ ІДЕНТИЧНОСТІ" (VISA-19)

Вступ. Актуальність і мета дослідження. Професійна ідентичність вважається однією з найбільш важливих сфер загальної ідентичності, а її дослідження набуває все більшої актуальності та популярності серед українських дослідників. Особливо значущою темою серед досліджень професійної ідентичності є дослідження її становлення. Проте наразі фактично відсутні українськомовні методики дослідження становлення професійної ідентичності. Тому дослідження присвячено перекладу та адаптації англomовного опитувальника Оцінювання статусів професійної ідентичності (VISA), а також перевірки психометричних властивостей та виміральної інваріантності даної адаптації для українських студентів.

Методи. У кроспореполювальному дослідженні взяли участь 458 студентів 1–5 курсів різних спеціальностей (62 % жінок) віком 17–22 років ($M = 19$). Для перекладу було взято північноамериканський опитувальник статусів професійної ідентичності Vocational Identity Status Assessment (VISA). Прямий та зворотний переклад було виконано двома перекладачами, і перекладену версію було представлено у Гугл Формі досліджуванам. Для оцінювання факторної структури, валідності, надійності та виміральної інваріантності опитувальника за ознакою статі було проведено конфірмаційний факторний аналіз.

Результати. За основну версію було прийнято скорочений варіант опитувальника (VISA-19), який показав відповідність оригінальній шестифакторній моделі та гарні психометричні властивості: $CFI = 0,954$, $TLI = 0,943$, $RMSEA = 0,067$ [$0,060$ – $0,075$], $SRMR = 0,053$, α коливається у межах $0,69$ – $0,81$, $CR = 0,65$ – $0,77$, $AVE = 0,43$ – $0,59$, $HTMT = 0,057$ – $0,856$. Було встановлено метричну, скалярну і строгу вимірвальну інваріантність за ознакою статі для скороченої версії опитувальника, ΔCFI коливалася в межах $-0,004$ – $0,000$, $\Delta RMSEA = -0,001$ – $0,003$, $\Delta SRMR = 0,001$ – $0,005$.

Висновки. Українська скорочена версія опитувальника VISA-19 показала гарні психометричні властивості та вимірвальну інваріантність за ознакою статі та може використовуватися для подальших досліджень та практики.

Ключові слова: ідентичність, професійна ідентичність, психометрична оцінка, конфірмаційний факторний аналіз, інваріантність вимірювань.

Вступ

Як предмет психологічних досліджень поняття ідентичності було запропоновано Е. Еріксоном. Будучи, швидше, психоаналітиком, ніж науковцем, Е. Еріксон залишив у своїх працях дуже туманне визначення ідентичності. Зазвичай йому приписують таке визначення: "внутрішня безперервність, тотожність людини самій собі, а також усвідомлення своєї унікальності незалежно від соціальних ролей та деяка солідарність із установками, цінностями групи". Проте в його трудах ми можемо знайти, що не менш важливим є усвідомлення того, що певний спосіб оволодіння досвідом (его-синтез) є у відповідності з певною груповою ідентичністю та груповими очікуваннями. Також він наголошує, що ідентичність – це не тільки інтеграція усіх ідентифікацій між собою, але і їх інтеграція з потребами, нахилами, здібностями, соціальними ролями, а також із певними сприйняттями іншими індивідами, "виявленого в реальній перспективі кар'єри" (Erikson, 1993, с. 228).

Таким чином, по-перше, ідентичність – це форма інтеграції досвіду людини з її внутрішніми характеристиками та очікуваннями суспільства. По-друге, звідси випливає, що ідентичність не може бути встановлена лише за зовнішніми характеристиками. Це багатогранне явище, яке ґрунтується на інтерпретації людиною соціальних очікувань, я-концепції та, що найважливіше, конгруентності, яка виражається у тому "почутті тотожності", яким оперує Е. Еріксон. Процес формування ідентичності він бачив через протистояння синтезу Еґо – його дифузії. І, по-третє, можна побачити, що найважливішим аспектом встановлення ідентичності він бачив саме встановлення професійної визначеності.

Дж. Марсія, працюючи над операціоналізацією теорії Е. Еріксона, спробував описати її як динамічну

організацію внутрішніх структур, таких як потреби, здібності, переконання, персональні історії тощо, спостережувану через вибори, які роблять люди (Kroger, & Marcia, 2011). Її формування він бачив саме через формування певних патернів способів прийняття цих виборів. Для дослідження ідентичності він вирішив два процеси, через які ідентичність формується: дослідження та прихильність (Marcia, 1966). Дослідження – це процес, під час якого людина активно цікавиться різними варіантами ідентичності та експериментує з різними соціальними ролями. Виражаючи прихильність до того чи іншого варіанта ідентичності, людина бере на себе певні зобов'язання дотримуватися норм, цінностей, цілей обраної ідентичності (Luysckx, & Robitschek, 2014). На перетині цих двох процесів Дж. Марсія виокремив чотири статуси ідентичності – дифузний, передчасний, мораторій та досягнутий, які і стали найбільш популярними для аналізу на довгі роки, як серед закордонних, так і серед вітчизняних авторів (Злобіна, 2017; Заграй, & Готич, 2021).

Але з часом з'явилася критика статусної моделі розвитку ідентичності, зокрема, у питанні оптимальної послідовності статусів для розвитку (Al-Owaidha et al., 2009). Також значним обмеженням статусної парадигми Дж. Марсія стало те, що неможливо однозначно зарахувати людину до певного статусу (Bosma, 1992): зазвичай результати наводяться у відсотковому співвідношенні між статусами (25 % моїх відповідей стосуються дифузного статусу, 15 % досягнутого тощо). Часто виникає ситуація, яка не дозволяє зарахувати досліджуваного до того чи іншого статусу – коли відсоткове співвідношення приблизно рівне. Тому дослідники повернулися до аналізу та розвитку парадигми процесів ідентичності. Три найбільш впливові моделі на цей час було розроблено в цьому руслі: інтегративна модель (Luysckx et al., 2006),

© Аккая Катерина, Олефір Валерій, 2023

трифакторна модель (Crocetti et al., 2008) та модель стилю набуття ідентичності (Berzonsky, 1989).

Огляд літератури. Статусна парадигма Дж. Марсія надихала дослідників на нові розробки. Зокрема, його процеси формування ідентичності у 80–90-х роках розширив Х. А. Босма (Bosma, 1992). Він звернув увагу на те, що саме прихильність до якоїсь ідентичності не є тим же самим, що і ідентифікація з цією прихильністю. Таким чином, взяття зобов'язання дотримуватися певної ідентичності зовсім не означає, що людина почувається впевненою щодо прихильності цій ідентичності. Тож чіткою ідентичність стає тільки тоді, коли людина не просто зупиняє свій вибір на якійсь ідентичності, не просто бере зобов'язання дотримуватися цієї ідентичності, але коли вона почувається впевненою щодо цього та усвідомлює ці зобов'язання як важливу та бажану частину особистості (Luysckx et al., 2006).

Іншим розширенням процесів, за Дж. Марсія, є розділення процесу дослідження на два: дослідження різних варіантів ("розширене дослідження") та "поглиблене дослідження" – поглиблення знань про вже обраний вибір. Це розділення почало складатися з робіт про цикли мораторію-досягнення – ідеї про те, що дослідження та прихильність організуються у повторювані цикли (Stephen et al., 1992), однак чітке розділення та назву воно отримало в дослідженні інших авторів (Luysckx et al., 2006). Зокрема, було відмічено, що дослідження Дж. Марсія – це дослідження різних альтернатив, але дослідження перед обранням одного з варіантів не включає те, що після вибору прихильності до конкретної ідентичності людина продовжує досліджувати "вглиб" – рефлексувати та збирати більше інформації про ці зобов'язання (Meeus, 1996). Тоді ми отримуємо процес такого вигляду: розширене дослідження → вибір прихильності → поглиблене дослідження → ідентифікація з прихильністю. Зі змінами (внутрішніми чи зовнішніми) у людини, що вже ідентифікувалася із прихильністю до ідентичності, може виникнути потреба переглянути зроблені зобов'язання, що може "відкидати" її на поглиблене дослідження або на розширене дослідження – якщо поглиблене дослідження не дало бажаних результатів.

Проаналізувавши ці ідеї, колектив авторів висунув чотирипроцесну модель ідентичності (інтегративну): формування прихильності, ідентифікація з прихильністю, розширене дослідження, поглиблене дослідження (Luysckx et al., 2006).

У процесі валідазації опитувальника та наступних досліджень вони виявили невідповідність: дослідження ідентичності було пов'язане як з допитливістю та відкритістю, так і з тривогою та депресією. Подальші дослідження (Luysckx et al., 2008) дозволили додати п'ятий процес до моделі – нав'язливе (румінативне, неадаптивне) дослідження. Це дисфункційна форма дослідження ідентичності, яка характеризується постійними роздумами та сумнівами щодо можливих варіантів ідентичності та відмовою виражати прихильність та приймати зобов'язання щодо якоїсь однієї.

Ці п'ять процесів добре кластеризуються у традиційні досягнуту та передчасну ідентичності. Класичний мораторій не було виявлено, натомість було виявлено румінативний мораторій, який характеризується високими балами за нав'язливим дослідженням. Дифузний статус поділився на змішану дифузію ("confused diffusion") та безтурботну дифузію ("carefree diffusion") – вони розрізняються тим, що в змішаній дифузії відбувається нав'язливе дослідження за низьких показників усіх інших процесів, а в безтурботній

румінація також відсутня. Також ця кластеризація відрізняється від традиційної статусної моделі виділенням недиференційованого статусу – коли всі процеси мають середні оцінки. У цьому дослідженні таких випадків виявилось аж чверть (Luysckx et al., 2008).

Інша модель, що також заснована на цих процесах дослідження, формування прихильності та нав'язливого дослідження – трифакторна модель формування ідентичності (Crocetti et al., 2008; Meeus et al., 2010). Автори висунули ідею про три процеси: 1) прихильність до ідентичності: прийняття твердого вибору та впевненість, яка виходить з цього вибору; 2) поглиблене дослідження (пошук): ступінь, у якому підлітки активно досліджують прийняті зобов'язання, думаючи про ці вибори, шукаючи про них інформацію чи розмовляючи з іншими людьми про них; 3) перегляд прихильності: бажання "скасувати" попередні зобов'язання та шукати нові, порівняння наявних прихильностей з новими можливими, коли наявні вже не задовольняють підлітка.

Від інтегративної моделі вона відрізняється, по-перше, кількістю процесів, про які йдеться, а, по-друге, порядком цих процесів: якщо в інтегративній моделі формуванню прихильності передують поверхове ознайомлення із варіантами ідентичностей, то в трифакторній моделі вважається, що підліток уже має якісь більш чи менш сформовані прихильності до початку формування ідентичності.

Деякі автори (Crocetti et al., 2013) розглядають зв'язок цієї моделі з такою концептуалізацією ідентичності, як функції ідентичності, а також зі статусами та стилями набуття ідентичності.

Модель стилю набуття ідентичності (Berzonsky, 1989) взяла за основу також Еріксонівський підхід. Згідно з нею, люди різняться у способі набуття ідентичності, а саме в соціально-когнітивних стратегіях виконання чи уникання завдань, пов'язаних із набуттям ідентичності. Цих "стилів" три – інформаційна орієнтація (включає саморефлексію, збирання та оцінювання Я-релевантної інформації), нормативна (характеризується автоматичним прийняттям установок, цінностей, очікувань інших) та дифузно-уніка (характеризується відмовою поринати в розв'язання проблем ідентичності). Ця модель, імовірно, тяжіє до когнітивістського підходу, проте розглядає ті ж процеси, що і вищеописані моделі.

Вважається, що ідентичність формується по-різному в різних сферах життя – "доменах". При цьому існують докази (Skorikov, & Vondracek, 2011; Porfeli et al., 2011), що в загальній ідентичності домен професійної ідентичності є найбільш важливим з усіх, таким, що веде за собою розвиток у всіх інших доменах. Тому вважається доцільним створення опитувальника для діагностики розвитку саме професійної ідентичності на основі сучасних моделей розвитку ідентичності.

У закордонних дослідженнях ці розробки було втілено в різних опитувальниках (Porfeli et al., 2011), однак відповідних досліджень для української популяції на сьогодні немає. Ми вважаємо, причини на це як мінімум дві – відсутність широкої обізнаності на цій проблематиці та недостатність відповідного діагностичного інструментарію. На сьогодні діагностика професійної ідентичності в Еріксонівській парадигмі можлива або за допомогою Марсієвського інтерв'ю, яке вимагає багато часу для проведення та аналізу, або "збірним" інструментарієм (набір неспеціалізованих опитувальників, кожен дослідник наново "винаходить" цей набір), або не українськомовними опитувальниками, частина з яких не проходила психометричну перевірку, частина створена для вузьких

професійних чи вікових груп, а решта – застаріла щодо європо-американських (а тому не дозволяє зіставляти результати) (Малофейкіна, 2022). Зазначимо також, що нестача психодіагностичного інструментарію породжує проблему відтворюваності результатів: дослідники часто користуються комплексом методів, склад яких винаходять кожного разу свій, що призводить до складнощів у порівнянні результатів та неможливості метааналітичного дослідження.

Зараз, коли українська наука, як ніколи, прямує до інтеграції у світову, нам необхідні релевантні методи діагностики, які дадуть можливість не тільки бути більш помітними у світовому науковому просторі, але також, що важливо, порівнювати результати дослідження української та закордонних популяцій.

Перелічені проблеми дають підставу вважати актуальним та значущим створення українськомовної версії опитувальника професійної ідентичності, заснованого на одній з найбільш поширених моделей розвитку ідентичності – інтегративній моделі.

Методи

Оригінальний опитувальник Vocational Identity Status Assessment (VISA) створено у 2011 р. групою північно-американських дослідників (Porfeli et al., 2011). Він призначався для школярів старшої школи та студентів ЗВО та показував гарні психометричні якості. В основу було покладено інтегративну модель розвитку ідентичності.

Готовий опитувальник складався з шести шкал:

1) формування прихильності (Career Commitment): прийняття відносно твердого вибору щодо професії;

2) ідентифікація з прихильністю (Identification with Career Commitment): характеризується почуттям впевненості щодо зробленого вибору;

3) розширене дослідження професійного шляху (In-Breadth Career Exploration): пошук та обдумування різних можливих варіантів професійних шляхів;

4) поглиблене дослідження професійного шляху (In-Depth Career Exploration): дослідження обраного професійного шляху та себе щодо обраного професійного шляху;

5) професійна невпевненість у собі, або професійні сумніви (Career Self-Doubt): характеризується сумнівом, занепокоєнням і турбуванням про поточний професійний вибір та відчуттям, що інші поділяють ті ж почуття та ідеї;

6) гнучкість прихильності (Career Commitment Flexibility): активний та постійний розгляд альтернатив та визнання і прийняття того, що вибір кар'єри, інтереси та цінності можуть змінюватися у майбутньому у результаті навчання та досвіду.

До кожної шкали належать по п'ять пунктів у вигляді тверджень, які необхідно оцінити за шкалою Лайкерта від "Повністю не згоден" (1 бал) до "Повністю згоден" (5 балів). Таким чином за кожною шкалою можна було отримати від 5 до 25 балів включно. Загальна шкала не обчислюється (концептуально обумовлено).

Кластерним аналізом автори опитувальника виділяли шість можливих статусів професійної ідентичності: досягнута, пошуковий мораторій, мораторій, передчасна, дифузна та недиференційована ідентичність.

Опитувальник було переведено різними мовами, з відомих нам – китайською (Zhang et al., 2019), іспанською (Guerra García Novak, 2017), французькою (Lannegrand-Willems, & Perchec, 2017), словацькою (Baňasová et al., 2016), італійською (Sestito et al., 2015), корейською (Lee et al., 2014), турецькою (Öngen, 2014) мовами, і ці версії також показували гарні психометричні якості (деякі – лише за умови певних модифікацій).

Тож, **метою** цього дослідження є перевірка психометричних якостей української адаптації опитувальника VISA.

Було виконано прямий та зворотний переклад опитувальника із залученням двох перекладачів. Отриманий скоректований переклад ми оформили в опитувальник та опитали студентів харківських ЗВО в мережі Інтернет (з використанням Google Forms). Участь у дослідженні була суто добровільною, усі учасники прочитали та прийняли інформовану згоду на участь у дослідженні. У дослідженні взяли участь 458 студентів 1–5 курсів віком 17–22 років ($M = 19$) різних спеціальностей, із них 36 % чоловіків, 62 % жінок та 2 % позначили стать як "Інше/не хочу говорити".

На першому етапі за отриманими емпіричними даними було проведено конфірмаційний факторний аналіз (КФА) для перевірки факторної структури та пошуку найліпшої моделі для української вибірки. Усі обчислення проводилися за допомогою R (R Core Team, 2022) та RStudio (Posit team, 2023), пакети *semTools* та *lavaan*. Для обчислень придатності моделі значення за пунктами вважалися порядковими з використанням оцінювача WLSMV (зважені найменші квадрати з припасованими середніми та дисперсією), який не передбачає необхідності нормального розподілення даних та підходить для опрацювання порядкових даних.

Ми протестували 5 моделей:

- модель із шістьма оригінальними корельованими факторами (Модель 1) (Porfeli et al., 2011),

- модель із шістьма оригінальними некорельованими факторами (Модель 2),

- дві ієрархічні моделі – з шістьма корельованими факторами та одним загальним фактором другого порядку (Модель 3) та з шістьма факторами і трьома корельованими факторами другого порядку – фактор дослідження, фактор прихильності та фактор переосмислення ідентичності (Модель 4),

- та модель з трьома корельованими факторами (спираючись на трифакторну модель (Crocetti et al., 2008) – прихильність до професії (перші дві субшкали), четверта шкала "поглиблене дослідження" та дві останні шкали як фактор переосмислення) (Модель 5).

Вибір цих моделей обумовлений теоретичними засадами оригінального опитувальника: Модель 1 є оригінальною моделлю опитувальника, Модель 2 тестує гіпотезу, що оригінальні фактори є унікальними та не пов'язаними один з одним, Модель 3 та 4 має під собою ідею загального фактора розвитку ідентичності, одного чи трьох вищого порядку (орієнтуючись на попередні теорії вимірів ідентичності). Модель 5 схожа на Модель 4, але, щоб повторити оригінальну теорію, нам доводиться уникати пунктів, що дають навантаження на третій фактор "Розширене дослідження", та навантажувати три загальні фактори прямо, втрачаючи певну діагностичну інформацію.

Результати

Придатними вважалися моделі, для яких індекси відповідності $CFI > 0,9$, $TLI > 0,9$, $RMSEA < 0,8$, $SRMR < 0,8$. Загалом три з п'яти моделей виявили прийнятні індекси відповідності (табл. 1, виділено жирним шрифтом): оригінальна модель опитувальника (Модель 1), модель із трьома факторами другого порядку (Модель 4) та з трьома факторами першого порядку з виключенням пунктів шкали "Розширене дослідження" (Модель 5).

Таблиця 1

Індекси відповідності моделей опитувальника з різними факторними структурами

	Модель 1	Модель 2	Модель 3	Модель 4	Модель 5
CFI	0,927	0,291	0,834	0,907	0,931
TLI	0,919	0,239	0,819	0,898	0,923
RMSEA	0,059	0,180	0,088	0,066	0,066
[CI]	[0,054–0,063]	[0,176–0,184]	[0,084–0,092]	[0,062–0,070]	[0,061–0,072]
SRMR ("no mean" method)	0,064	0,231	0,093	0,073	0,062

Ми зупинилися на Моделі 1, оскільки вона показала кращі індекси відповідності порівняно з Моделлю 4 (шість оригінальних факторів, які утворюють три фактори другого порядку), та більш інформативна порівняно з Моделлю 5 (три фактори першого порядку з виключенням пунктів, що навантажують шкалу "Розширене дослідження").

Таким чином, подальша перевірка психометричних властивостей опитувальника відбувалася з використанням Моделі 1: F1 – латентний фактор "Прихильність до професії", F2 – латентний фактор "Ідентифікація з прихильністю", F3 – латентний фактор "Розширене дослідження", F4 – латентний фактор "Поглиблене дослідження", F5 – латентний фактор "Професійні сумніви", F6 – латентний фактор "Гнучкість прихильності".

Готова шкала містила 28 пунктів та 6 субшкал: "Формування прихильності" (F1) – пункти 1, 5, 9, 13, 17, "Ідентифікація з прихильністю" (F2) – пункти 2, 6, 10, 14, 18, "Розширене дослідження" (F3) – пункти 21, 23, 24, 27, 29, "Поглиблене дослідження" (F4) – пункти 22, 25, 26, 28, 30, "Професійні сумніви" (F5) – пункти 3, 7, 11, 15, 19, "Гнучкість прихильності" (F6) – пункти 4, 8, 12, 16, 20. Стандартизовані факторні навантаження пунктів та коваріації між факторами наведено дод. 1 та в табл. 2 відповідно.

Далі ми перевірили її валідність та надійність відповідно до рекомендацій (Hair Jr, et al., 2021). Першим кроком рекомендується оцінити індикаторну надійність, тобто факторні навантаження. Найчастіше критерієм відсічення стає навантаження менше ніж $g = 0,4$. Усі факторні навантаження у цьому варіанті опитувальника є статистично значущими на рівні $p < 0,001$, але пункт 7 навантажує фактор "Професійні сумніви" з навантаженням $g = 0,243$, що свідчить про низьку надійність цього індикатора.

Для оцінювання внутрішньої узгодженості було використано "порядковий альфа" (відповідно до стандартного

α Кронбаха; Zumbo et al., 2007) та коефіцієнт композитної надійності (CR, hierarchical omega). Для оцінювання конвергентної валідності було використано коефіцієнт AVE (середня вилучена дисперсія), обчислений через порядковий характер пунктів на основі поліхоричних (полісерійних) кореляцій, а не кореляцій Пірсона. Для оцінювання дискримінантної валідності було використано коефіцієнт HTMT-ratio (пропорція між гетеро- та монорисами, використовувався HTMT2 як тест для оцінювання багатовимірного конструкту) (Roemer et al., 2021).

Задовільними вважалися такі результати (Hair Jr. et al., 2021):

1. Для порядкового альфа: $\geq 0,6$;

2. Для CR: $\geq 0,6$;

3. Для AVE: $\geq 0,5$; якщо $CR \geq 0,6$, то $AVE \geq 0,4$ також вважається прийнятним відповідно до (Huang et al., 2013);

4. Для HTMT: $\leq 0,9$ (через концептуальну близькість конструктів) (Hensler et al., 2015).

Результати обчислень можна побачити в табл. 2. Відповідно до вищезазначених критеріїв, усі коефіцієнти можна вважати задовільними. Варто зауважити, що 1) субшкали "Професійні сумніви" та "Гнучкість прихильності" мають трохи завищений показник дискримінантної валідності 0,906, що свідчить про високу концептуальну близькість цих конструктів; 2) трохи заниженими відповідно до встановлених критеріїв можна вважати показники конвергентної валідності для шкал "Розширене дослідження" та "Професійні сумніви". Подальші дослідження показують, що конвергентна валідність цих шкал може бути підвищена шляхом видалення пунктів 7, 27 та 29 як таких, що мають відносно слабкі факторні навантаження та велику помилку виміру.

Таблиця 2

Кореляції між факторами, показники валідності та надійності для Моделі 1

	α	CR	AVE	F1	F2	F3	F4	F5	F6
F1	0,788	0,779	0,445	–	0,841***	–0,096	0,624***	–0,809***	–0,743***
F2	0,811	0,773	0,476	0,848	–	–0,063	0,674***	–0,694***	–0,631***
F3	0,700	0,680	0,330	0,115	0,118	–	0,554***	0,228**	0,453***
F4	0,783	0,747	0,430	0,613	0,652	0,438	–	–0,442***	–0,287***
F5	0,734	0,688	0,383	0,648	0,607	0,205	0,325	–	0,866***
F6	0,766	0,766	0,429	0,735	0,587	0,398	0,238	0,906	–

Примітка: показники внутрішньої узгодженості α порядкова, композитної валідності CR, конвергентної валідності AVE, показник дискримінантної валідності HTMT (під діагоналлю), кореляції між факторами (над діагоналлю).

** – кореляція на рівні $p < 0,01$, *** – кореляція на рівні $p < 0,001$.

Наступним кроком для забезпечення швидкості та легкості проведення опитування, за збереження валідності та надійності, ми скоротили шкалу. Скорочення пунктів відбувалося відповідно до таких критеріїв (Stanton et al., 2002):

- видаляються пункти, які мають найнижчі факторні навантаження відповідно до субшкали, яку вони утворюють;

- не видаляються пункти, якщо їх відсутність зменшує надійність опитувальника;

- не видаляються пункти, якщо при цьому зміст фактора або важливі аспекти опитувальника страждають.

Таким чином, з огляду на виокремлені критерії, ми скоротили опитувальник до 19 пунктів (VISA-19) (рис. 1): "Формування прихильності" (F1) – пункти 1, 5, 9, 13, "Ідентифікація з прихильністю" (F2) – пункти 2, 6, 14, "Розширене дослідження" (F3) – пункти 21, 23, 24, "Поглиблене дослідження" (F4) – пункти 22, 25, 26, "Професійні сумніви" (F5) – пункти 3, 15, 19, "Гнучкість прихильності" (F6) – пункти 4, 8, 16.

У кожній субшкалі, окрім F1, по три пункти, які відображають суть фактора та не знижують індекси відповідності та валідності і надійності шкали. Для F1 було знайдено компроміс у чотири пункти, які відображають суть фактора та не знижують індекси відповідності та валідності і надійності шкали.

Для цієї моделі індекси відповідності також є прийнятними: CFI = 0,954, TLI = 0,943, RMSEA = 0,067 [0,060–0,075], SRMR ("no mean" method) = 0,053. Кореляції між факторами та коефіцієнти надійності і валідності наведені в табл. 3.

Таблиця 3

Кореляції між факторами, показники валідності та надійності для скороченої моделі (VISA-19)

	α	CR	AVE	F1	F2	F3	F4	F5	F6
F1	0,779	0,765	0,486	–	0,824***	–0,108	0,628***	–0,847***	–0,770***
F2	0,809	0,761	0,587	0,821	–	–0,010	0,724***	–0,751***	–0,673***
F3	0,689	0,653	0,428	0,119	0,057	–	0,450***	0,230***	0,380***
F4	0,721	0,680	0,474	0,615	0,717	0,429	–	–0,528***	–0,390***
F5	0,741	0,703	0,492	0,856	0,727	0,167	0,498	–	0,804***
F6	0,756	0,759	0,542	0,823	0,674	0,383	0,388	0,824	–

Примітка: показники внутрішньої узгодженості α порядкова, композитної валідності CR, конвергентної валідності AVE, показник дискримінантної валідності HTMT (під діагоналлю), кореляції між факторами (над діагоналлю).

*** – кореляція на рівні $p < 0,001$.

Факторні навантаження пунктів опитувальника всі високі (0,595–0,818) та значущі ($p < 0,001$) (рис 1), а коефіцієнти надійності та валідності в межах прийнятного (зокрема, розв'язалася проблема дискримінантної валідності).

Таким чином, скорочений опитувальник (19 пунктів) показує не гірші (де-коли кращі) результати, ніж

опитувальник у 28 пунктів, та загалом має задовільні психометричні властивості. Оскільки він показує кращу дискримінантну валідність, то було вирішено вважати його основною версією української адаптації опитувальника VISA (Porfeli et al., 2011).

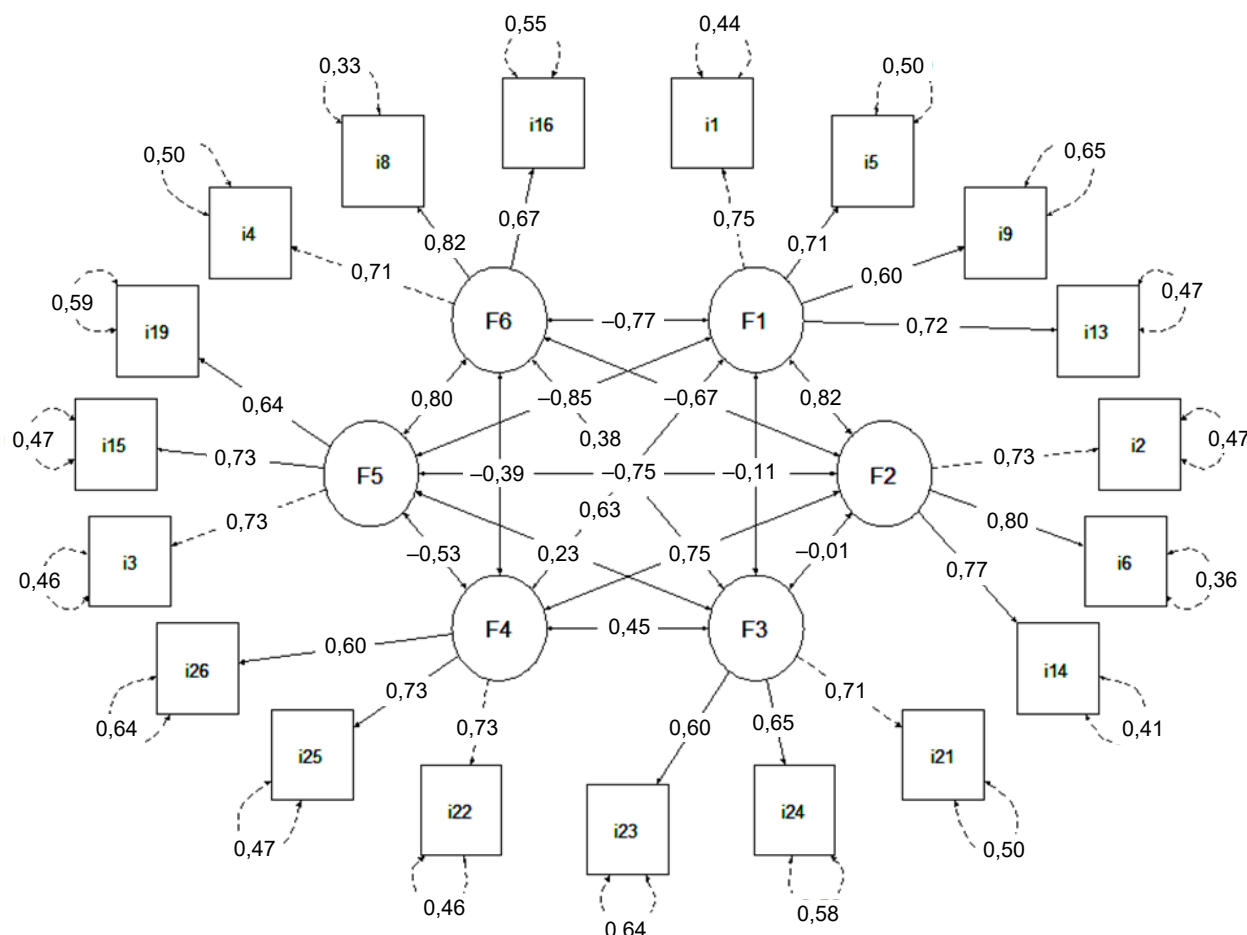


Рис. 1. Оцінена модель скороченої української версії опитувальника VISA-19

Готовий 19-пунктовий опитувальник VISA-19 було протестовано на іншій вибірці ($n = 192$) зі схожими соціально-демографічними характеристиками для підтвердження факторної структури, валідності та надійності. Усі показники відповідності виявилися прийнятними

(CFI = 0,954, TLI = 0,942, RMSEA = 0,069 [0,057–0,082], SRMR ("no mean" method) = 0,067). Показники надійності та валідності (окрім AVE для субшкали "Широке дослідження" (0,364)) також були задовільними та загалом

підтвердили факторну структуру, валідність та надійність опитувальника (табл. 4).

Таблиця 4

Підтвердження валідності та надійності VISA-19 на додатковій вибірці

	α	CR	AVE	F1	F2	F3	F4	F5	F6
F1	0,794	0,789	0,516	—	0,755***	0,050	0,760***	-0,781***	-0,734***
F2	0,806	0,766	0,590	0,782	—	0,010	0,779***	-0,683***	-0,678***
F3	0,613	0,596	0,364	0,161	0,086	—	0,461***	-0,010	0,255**
F4	0,747	0,718	0,516	0,793	0,791	0,387	—	-0,606***	-0,560***
F5	0,774	0,712	0,539	0,742	0,596	0,098	0,566	—	0,724***
F6	0,778	0,785	0,582	0,722	0,619	0,189	0,587	0,707	—

Примітка: показники внутрішньої узгодженості α порядкова, композитної валідності CR, конвергентної валідності AVE, показник дискримінантної валідності HTMT (під діагоналлю), кореляції між факторами (над діагоналлю).

** – кореляція на рівні $p < 0,01$, *** – кореляція на рівні $p < 0,001$.

Останнім кроком в адаптації опитувальника була перевірка його вимірювальної інваріантності (за статтю) для оцінювання можливості порівнювати результати двох груп (чоловіків та жінок). Існує кілька рівнів вимірювальної інваріантності:

1. Конфігураційна інваріантність: цей рівень перевіряє, чи мають структурні параметри вимірювальної моделі однакові значення для всіх груп, тобто чи однакова структура моделі для всіх груп.

2. Метрична інваріантність: цей рівень перевіряє, чи мають факторні навантаження однаковий масштаб для усіх груп, тобто чи однакова відносна важливість пунктів для груп порівняння.

3. Скалярна інваріантність: на цьому рівні перевіряється, чи однакові для всіх груп значення інтерсептів, а також факторні навантаження, тобто чи "нульова точка" вимірювання однакова для груп порівняння.

4. Строга інваріантність: цей рівень перевіряє, чи однакові для всіх груп залишкові відхилення після урахування факторної структури й інтерсептів, що показує, чи має ті ж тенденції залишкова (непояснена) дисперсія серед груп порівняння.

Для перевірки кожного з припущень використовувався багатогруповий КФА (методом robust (стійкого) WLSMV) у групах за статтю (жінки та чоловіки). З аналізу було виключено дані досліджуваних, які на запитання про стать відповіли "Інше / не хочу говорити", після чого загальний розмір вибірки становив 448 (283 жінки, 165 чоловіків).

Метою цього аналізу є встановлення прийнятності індексів відповідності моделей для чоловіків та жінок, а також наявності чи відсутності значущої різниці між вкладеними моделями з різним рівнем обмежень. Порівнювалися моделі: 1) конфігураційна та вкладена в неї метрична; 2) метрична та вкладена у неї скалярна; 3) скалярна та вкладена в неї строга. У разі прийнятності індексів відповідності та відсутності значущої різниці між моделями ми можемо стверджувати, що опитувальник придатний для порівняння результатів у групах за ознакою статі. Для оцінювання індексів відповідності використовувалися ті ж критерії, що і для попередніх оцінок моделей. Для оцінювання різниці між моделями використовувалися такі критерії: $\Delta CFI \leq -0,02$, $\Delta RMSEA \leq 0,015$ і $\Delta SRMR \leq 0,03$ для становлення метричної інваріантності і $\Delta CFI \leq -0,01$, $RMSEA \leq 0,015$ і $SRMR \leq 0,01$ для перевірки скалярної і строгої інваріантності (Chen, 2007).

Результати перевірки щодо вимірювальної інваріантності за ознакою статі наведені в табл. 5. Введення обмежень на факторні навантаження, інтерсепти та залишкові дисперсії не змінює суттєво індекси відповідності, усі параметри задовольняють зазначені критерії, а тому можна вважати конфігураційну, метричну, скалярну та строгу інваріантності встановленими для порівняння груп за ознакою статі. Таким чином, даний опитувальник є прийнятним інструментом для порівняння розвитку професійної ідентичності за статтю.

Таблиця 5

Показники вимірювальної інваріантності VISA-19

Модель	CFI _{robust}	RMSEA _{robust}	SRMR _{robust}
Конфігураційна	0,985	0,350	0,530
Метрична	0,982	0,390	0,580
Скалярна	0,981	0,390	0,590
Строга	0,981	0,380	0,610
Різниця у моделях	ΔCFI	$\Delta RMSEA$	$\Delta SRMR$
Метрична-конфігураційна	-0,004	0,003	0,005
Скалярна-метрична	-0,001	0,000	0,001
Строга-скалярна	0,000	-0,001	0,002

Дискусія і висновки

Це дослідження було спрямоване на переклад і адаптацію англomовного (північноамериканського) опитувальника оцінювання статусів професійної ідентичності VISA до української вибірки, а також на перевірку психометричних якостей (валідності, надійності, вимірювальної інваріантності) отриманого перекладу методами конфірмаційного факторного аналізу. Індекси відповідності для оригінальної факторної моделі опитувальника виявилися прийнятними, як і коефіцієнт внутрішньої

узгодженості, про який доповідають найчастіше, проводячи іншомовну адаптацію.

Зокрема, для іншомовних версій CFI коливається в межах 0,890–0,920, RMSEA – в межах 0,048–0,054, SRMR – у межах 0,045–0,054, а α – в межах 0,067–0,087. Для нашої скороченої версії CFI = 0,954, TLI = 0,943, RMSEA = 0,067 [0,060–0,075], SRMR ("no mean" method) = 0,053, а α коливається у межах 0,69–0,81, що вважається цілком задовільним та відповідає результатам інших дослідників (Zhang et al., 2019; Guerra García Novak, 2017; Lannegrand-Willems,

& Perchec, 2017; Baňasová et al., 2016; Sestito et al., 2015; Lee et al., 2014; Öngen, 2014).

Що стосується композитної надійності та конвергентної та дискримінантної валідності, то результатів такої перевірки за допомогою КФА у жодній із наявних версій опитувальника ми не знайшли, а тому не можемо порівняти. У нашому випадку повна версія опитувальника виявила деякі проблемні моменти конвергентної та дискримінантної валідності, а ось скорочена версія показала прийнятні показники.

Говорячи про структуру, варто зазначити, що шестифакторна оригінальна структура підтвердилася як в повному, так і в скороченому варіантах. При цьому міжфакторні кореляції для української вибірки виявилися дещо відмінними від звітованих в інших версіях опитувальника. Наприклад, виділяються для українських студентів сильні кореляції між формуванням прихильності та ідентифікацією з нею, а також між професійними сумнівами та гнучкістю прихильності та між формуванням прихильності і професійними сумнівами. Схоже, для українських студентів впевненість у своєму професійному виборі (формування прихильності) тісніше пов'язана з почуттям, що обрана професія відповідає їхнім цінностям та дозволить реалізувати себе якнайкраще (ідентифікація з прихильністю), а також відсутністю невпевненості у своїх можливостях у професії (професійні сумніви), ніж для студентів інших країн.

Також варто звернути увагу на питання скорочення опитувальника. Незважаючи на те, що повний опитувальник не є надто довгим, принцип економності потребує зберегти час та зусилля за збереження якості – психометричних властивостей. І скорочена версія показує не гірші психометричні властивості, ніж повна. Крім того, зі скороченням деяких питань, які несуть в собі найбільшу помилку вимірювання (слабкіше факторне навантаження) без утрати сенсу тесту, надійність та валідність опитувальника тільки поліпшується. У результаті цього ми вважаємо використання скороченої версії опитувальника більш доцільним.

Також варто зауважити, що опитувальник показав повну вимірювальну інваріантність для статі, що означає, що опитувальник працює однаково для чоловіків та жінок, і за його допомогою можна порівнювати ці групи. У нашій вибірці було знайдено, що дівчата мають вищі показники за "розширенням дослідження" ($p < 0,001$, $d = 0,391$) та "професійними сумнівами" ($p < 0,05$, $d = 0,197$), а хлопці – за формуванням прихильності до професії ($p < 0,05$, $d = -0,227$). Загалом можна зробити висновок, що дівчата менш схильні формувати сильну прихильність та більше сумніваються у своєму професійному майбутньому, а хлопці менше розглядають альтернативні професійні шляхи та менше досліджують себе і світ професій щодо їх збігу, відповідності. Але розмір ефекту показує, що, хоча відмінності і значущі, але не сильні.

Деякі дослідники проводять аналіз вимірювальної інваріантності і за віком, наприклад (Porfeli et al., 2011), але вони порівнюють старшокласників та студентів університету. Оскільки ми не тестували студентів старшої школи, то і не обчислювали вимірювальну інваріантність за віком.

Ми свідомо не стали визначати статуси ідентичності, що дозволяє робити опитувальник завдяки кластерному аналізу, оскільки вважаємо, що аналіз вимірів (процесів) ідентичності дає більшу інформативність порівняно зі статусами. Однак перевагою такого підходу є те, що кожен дослідник може самостійно вирішувати, чи класифікувати дані в статуси ідентичності, чи використовувати інформацію з наявних шкал.

Однак варто зауважити і обмеження нашого дослідження. По-перше, вибірка, хоч і репрезентує стандартний розподіл студентів за ознакою статі на курсах, які ми опитували, усе ж чоловіків виявилось пропорційно менше, ніж жінок, що означає необхідність розширити вибірку в майбутньому. Також, торкаючись проблеми вибірки, варто зауважити, що більшість студентів становили студенти-психологи та студенти комп'ютерних наук, таким чином, перспективою подальших досліджень є урізноманітнення та розширення вибірки. Іншим обмеженням є проблема порівняння наших результатів надійності та валідності з закордонними вибірками, оскільки їхній підхід до оцінювання відрізняється від нашого.

Підбиваючи підсумок, можна сказати, що скорочений український варіант опитувальника VISA-19 показав гарні психометричні властивості – сам собою та порівняно з його закордонними варіантами, а також вимірювальну інваріантність за ознакою статі, тож, може бути використаний для подальших досліджень, а також для практичних цілей.

Внесок авторів: Катерина Аккая – методологія, збір даних, формальний аналіз, написання – оригінальна чернетка; Валерій Олефір – концептуалізація, збір даних, написання – перегляд і редагування.

Список використаних джерел

- Злобіна, О. Г. (2017). Від юності до молодості: можливості епігенетичної моделі в соціокультурному аналізі. *Психологія особистості*, 8(1), 90–96. <https://doi.org/10.15330/ps.8.1.90-96>
- Загрой, Л. Д., & Готич, В. О. (2021). Особистісна криза: показники переживання у студентства. *Науковий вісник Херсонського державного університету. Серія "Психологічні науки"*, 3, 80–87. <https://doi.org/10.32999/ksu2312-3206/2021-3-11>
- Малофейкіна, К. О. (2022). Діагностика статусів професійної ідентичності в Україні: порівняння результатів двох опитувальників. *Вісник Харківського національного університету імені В. Н. Каразіна. Серія Психологія*, 73, 17–25. <https://doi.org/10.26565/2225-7756-2022-73-02>
- Al-Owida, A., Green, K. E., & Kroger, J. (2009). On the question of an identity status category order: Rasch model step and scale statistics used to identify category order. *International Journal of Behavioral Development*, 33(1), 88–96. <https://doi.org/10.1177/0165025408100110>
- Baňasová, K., Sollár, T., & Sollárová, E. (2016). Vocational identity in the context of values and career motivation. *Psychology Applications, & Developments II Advances in Psychology and Psychological Trends Series*, 116–129. <https://press.insciencepress.org/index.php/press/catalog/book/8>
- Berzonsky, M. D. (1989). Identity style: Conceptualization and measurement. *Journal of adolescent research*, 4(3), 268–282. <https://doi.org/10.1177/074355488943002>
- Bosma, H. A. (1992). Identity in adolescence: Managing commitments. In G. R. Adams, T. P. Gullotta, & R. Montemayor, (Eds.), *Identity Formation and Development. Advances in Adolescent Development*, 4, 91–121. Sage Publications. <https://www.researchgate.net/profile/Harke-Bosma/publication>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Crocetti, E., Rubini, M., & Meeus, W. (2008). Capturing the dynamics of identity formation in various ethnic groups: Development and validation of a three-dimensional model. *Journal of Adolescence*, 31, 207–222. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2007.09.002>
- Crocetti, E., Sica, L. S., Schwartz, S. J., Serafini, T., & Meeus, W. (2013). Identity styles, dimensions, statuses, and functions: Making connections among identity conceptualizations. *European Review of Applied Psychology*, 63(1), 1–13. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2012.09.001>
- Erikson E. H. (1993). *Childhood and society*. W.W. Norton, & Company.
- Guerra García Novak, M. (2017). Identidad vocacional, claridad del autoconcepto y satisfacción con la vida en adolescentes de quinto de secundaria [Bachelor's thesis, Pontificia Universidad Católica del Perú]. PUCP. <https://hdl.handle.net/20.500.12404/9838>
- Hair Jr, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., Sarstedt, M., Danks, N. P., Ray, S., ..., & Ray, S. (2021). Evaluation of reflective measurement models. *Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM) Using R: A Workbook*, 75–90. <https://library.oapen.org/handle/20.500.12657/51463>
- Hensler, A. S., Hagemann, S. G., Rosière, C. A., Angerer, T., & Gilbert, S. (2015). Hydrothermal and metamorphic fluid-rock interaction associated with hypogene "hard" iron ore mineralisation in the Quadrilátero Ferrífero, Brazil: implications from in-situ laser ablation ICP-MS iron oxide chemistry. *Ore Geology Reviews*, 69, 325–351. <https://doi.org/10.1016/j.oregeorev.2015.02.023>
- Huang, C. C., Wang, Y. M., Wu, T. W., & Wang, P. A. (2013). An empirical analysis of the antecedents and performance consequences of using the

- moodle platform. *International Journal of Information and Education Technology*, 3(2), 217–221. <http://www.ijiet.org/papers/267-IT0040.pdf>
- Kroger, J., & Marcia, J. E. (2011). The identity statuses: Origins, meanings, and interpretations. In S. J. Schwartz, K. Luyckx, & V. L. Vignoles (Eds.), *Handbook of identity theory and research*, pp. 31–53. Springer Science + Business Media. https://doi.org/10.1007/978-1-4419-7988-9_2
- Lannegrand-Willems, L., & Perchee, C. (2017). Évaluer les processus de l'identité vocationnelle de l'adolescence à l'entrée dans l'âge adulte: validation française du "Vocational Identity Status Assessment"(VISA). *European Review of Applied Psychology*, 67(2), 91–102. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2016.12.006>
- Lee, B., Chung, J., & Lee, J. (2014). Validation of vocational identity status assessment in Korean (VISA-K). *Korean Journal of Counseling*, 15, 1163–1181. <https://doi.org/10.16983/kjsp.2020.17.2.145>
- Luyckx, K., Goossens, L., Soenens, B., & Beyers, W. (2006). Unpacking commitment and exploration: Preliminary validation of an integrative model of late adolescent identity formation. *Journal of adolescence*, 29(3), 361–378. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2005.03.008>
- Luyckx, K., Schwartz, S. J., Berzonsky, M. D., Soenens, B., Vansteenkiste, M., Smits, I., & Goossens, L. (2008). Capturing ruminative exploration: Extending the four-dimensional model of identity formation in late adolescence. *Journal of research in personality*, 42(1), 58–82. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2007.04.004>
- Luyckx, K., & Robitschek, C. (2014). Personal growth initiative and identity formation in adolescence through young adulthood: Mediating processes on the pathway to well-being. *Journal of adolescence*, 37(7), 973–981. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2014.07.009>
- Marcia, J. E. (1966). Development and validation of ego-identity status. *Journal of Personality and Social Psychology*, 3(5), 551–558. <https://doi.org/10.1037/h0023281>
- Meeus, W. (1996). Studies on identity development in adolescence: An overview of research and some new data. *Journal of Youth and Adolescence*, 25, 569–598. <https://link.springer.com/article/10.1007/BF01537355>
- Meeus, W., Van De Schoot, R., Keijsers, L., Schwartz, S. J., & Branje, S. (2010). On the progression and stability of adolescent identity formation: A five-wave longitudinal study in early-to-middle and middle-to-late adolescence. *Child development*, 81(5), 1565–1581. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2010.01492.x>
- Öngen, D. E. (2014). Vocational identity status among Turkish youth: Relationships between perfectionisms and decision making style. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 116, 472–476. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2014.01.242>
- Porfeli, E. J., Lee, B., Vondracek, F. W., & Weigold, I. K. (2011). A multi-dimensional measure of vocational identity status. *Journal of adolescence*, 34(5), 853–871. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2011.02.001>
- Roemer, E., Schuberth, F., & Henseler, J. (2021). HTMT2-An improved criterion for assessing discriminant validity in structural equation modeling. *Industrial Management, & Data Systems*, 121(12), 2637–2650. <https://doi.org/10.1108/IMDS-02-2021-0082>
- Sestito, L. A., Sica, L. S., Ragozini, G., Porfeli, E., Weisblat, G., & Di Palma, T. (2015). Vocational and overall identity: A person-centered approach in Italian university students. *Journal of Vocational Behavior*, 91, 157–169. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2015.10.001>
- Skorikov, V. B., & Vondracek, F. W. (2011). Occupational identity. *Handbook of identity theory and research*, 693–714. https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4419-7988-9_29
- Stanton, J. M., Sinar, E. F., Balzer, W. K., & Smith, P. C. (2002). Issues and strategies for reducing the length of self-report scales. *Personnel Psychology*, 55(1), 167–194. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.2002.tb00108.x>
- Stephen, J., Fraser, E., & Marcia, J. E. (1992). Moratorium-achievement (Mama) cycles in lifespan identity development: Value orientations and reasoning system correlates. *Journal of adolescence*, 15(3), 283–300. [https://doi.org/10.1016/0140-1971\(92\)90031-Y](https://doi.org/10.1016/0140-1971(92)90031-Y)
- Zhang, J., Chen, G., & Yuen, M. (2019). Validation of the Vocational Identity Status Assessment (VISA) using Chinese technical college students. *Journal of Career Assessment*, 27(4), 675–692. <https://doi.org/10.1177/1069072718808798>
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., & Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of modern applied statistical methods*, 6(1), 21–29. <https://doi.org/10.22237/jmasm/1177992180>
- References**
- Al-Owida, A., Green, K. E., & Kroger, J. (2009). On the question of an identity status category order: Rasch model step and scale statistics used to identify category order. *International Journal of Behavioral Development*, 33(1), 88–96. <https://doi.org/10.1177/0165025408100110>
- Bañasová, K., Sollar, T., & Sollarová, E. (2016). Vocational identity in the context of values and career motivation. *Psychology Applications, & Developments II Advances in Psychology and Psychological Trends Series*, 116–129. <https://press.insciencepress.org/index.php/press/catalog/book/8>
- Berzonsky, M. D. (1989). Identity style: Conceptualization and measurement. *Journal of adolescent research*, 4(3), 268–282. <https://doi.org/10.1177/074355488943002>
- Bosma, H. A. (1992). Identity in adolescence: Managing commitments. In G. R. Adams, T. P. Gullotta, & R. Montemayor, (Eds.), *Identity Formation and Development. Advances in Adolescent Development*, 4, 91–121. Sage Publications. <https://www.researchgate.net/profile/Harke-Bosma/publication>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Crocetti, E., Rubini, M., & Meeus, W. (2008). Capturing the dynamics of identity formation in various ethnic groups: Development and validation of a three-dimensional model. *Journal of Adolescence*, 31, 207–222. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2007.09.002>
- Crocetti, E., Sica, L. S., Schwartz, C. J., Sarafini, T., & Meeus, W. (2013). Identity styles, dimensions, statuses, and functions: Making connections among identity conceptualizations. *European Review of Applied Psychology*, 63(1), 1–13. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2012.09.001>
- Erikson E. H. (1993). *Childhood and society*. W.W. Norton, & Company.
- Guerra García Novak, M. (2017). Identidad vocacional, claridad del autoconcepto y satisfacción con la vida en adolescentes de quinto de secundaria [Bachelor's thesis, Pontificia Universidad Católica del Perú]. PUCP. <http://hdl.handle.net/20.500.12404/9838>
- Hair Jr, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., Sarstedt, M., Danks, N. P., Ray, S., ..., & Ray, S. (2021). Evaluation of reflective measurement models. *Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM) Using R: A Workbook*, 75–90. <https://library.oapen.org/handle/20.500.12657/51463>
- Hensler, A. S., Hagemann, S. G., Rosière, C. A., Angerer, T., & Gilbert, S. (2015). Hydrothermal and metamorphic fluid-rock interaction associated with hypogene "hard" iron ore mineralisation in the Quadrilátero Ferrífero, Brazil: implications from in-situ laser ablation ICP-MS iron oxide chemistry. *Ore Geology Reviews*, 69, 325–351. <https://doi.org/10.1016/j.oregeorev.2015.02.023>
- Huang, C. C., Wang, Y. M., Wu, T. W., & Wang, P. A. (2013). An empirical analysis of the antecedents and performance consequences of using the moodle platform. *International Journal of Information and Education Technology*, 3(2), 217–221. <http://www.ijiet.org/papers/267-IT0040.pdf>
- Kroger, J., & Marcia, J. E. (2011). The identity statuses: Origins, meanings, and interpretations. In S. J. Schwartz, K. Luyckx, & V. L. Vignoles (Eds.), *Handbook of identity theory and research*, 31–53. Springer Science + Business Media. https://doi.org/10.1007/978-1-4419-7988-9_2
- Lannegrand-Willems, L., & Perchee, C. (2017). Évaluer les processus de l'identité vocationnelle de l'adolescence à l'entrée dans l'âge adulte: validation française du "Vocational Identity Status Assessment"(VISA). *European Review of Applied Psychology*, 67(2), 91–102. <https://doi.org/10.1016/j.erap.2016.12.006>
- Lee, B., Chung, J., & Lee, J. (2014). Validation of vocational identity status assessment in Korean (VISA-K). *Korean Journal of Counseling*, 15, 1163–1181. <https://doi.org/10.16983/kjsp.2020.17.2.145>
- Luyckx, K., Goossens, L., Soenens, B., & Beyers, W. (2006). Unpacking commitment and exploration: Preliminary validation of an integrative model of late adolescent identity formation. *Journal of adolescence*, 29(3), 361–378. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2005.03.008>
- Luyckx, K., Schwartz, S. J., Berzonsky, M. D., Soenens, B., Vansteenkiste, M., Smits, I., & Goossens, L. (2008). Capturing ruminative exploration: Extending the four-dimensional model of identity formation in late adolescence. *Journal of research in personality*, 42(1), 58–82. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2007.04.004>
- Luyckx, K., & Robitschek, C. (2014). Personal growth initiative and identity formation in adolescence through young adulthood: Mediating processes on the pathway to well-being. *Journal of adolescence*, 37(7), 973–981. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2014.07.009>
- Malofeikina, K. (2022). Diagnostics of Professional Identity Statuses in Ukraine: Comparison of the Results of Two Questionnaires. *The Journal of VN Karazin Kharkiv National University. A Series of "Psychology"*, 73, 17–25 [In Ukrainian].
- Marcia, J. E. (1966). Development and validation of ego-identity status. *Journal of Personality and Social Psychology*, 3(5), 551–558. <https://doi.org/10.1037/h0023281>
- Meeus, W. (1996). Studies on identity development in adolescence: An overview of research and some new data. *Journal of Youth and Adolescence*, 25, 569–598. <https://link.springer.com/article/10.1007/BF01537355>
- Meeus, W., Van De Schoot, R., Keijsers, L., Schwartz, S. J., & Branje, S. (2010). On the progression and stability of adolescent identity formation: A five-wave longitudinal study in early-to-middle and middle-to-late adolescence. *Child development*, 81(5), 1565–1581. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2010.01492.x>
- Öngen, D. E. (2014). Vocational identity status among Turkish youth: Relationships between perfectionisms and decision making style. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 116, 472–476. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2014.01.242>
- Porfeli, E. J., Lee, B., Vondracek, F. W., & Weigold, I. K. (2011). A multi-dimensional measure of vocational identity status. *Journal of adolescence*, 34(5), 853–871. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2011.02.001>
- Roemer, E., Schuberth, F., & Henseler, J. (2021). HTMT2-An improved criterion for assessing discriminant validity in structural equation modeling. *Industrial Management, & Data Systems*, 121(12), 2637–2650. <https://doi.org/10.1108/IMDS-02-2021-0082>
- Sestito, L. A., Sica, L. S., Ragozini, G., Porfeli, E., Weisblat, G., & Di Palma, T. (2015). Vocational and overall identity: A person-centered approach in Italian university students. *Journal of Vocational Behavior*, 91, 157–169. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2015.10.001>

Skorikov, V. B., & Vondracek, F. W. (2011). Occupational identity. *Handbook of identity theory and research*, 693–714. https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4419-7988-9_29

Stanton, J. M., Sinar, E. F., Balzer, W. K., & Smith, P. C. (2002). Issues and strategies for reducing the length of self-report scales. *Personnel Psychology*, 55(1), 167–194. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.2002.tb00108.x>

Stephen, J., Fraser, E., & Marcia, J. E. (1992). Moratorium-achievement (Mama) cycles in lifespan identity development: Value orientations and reasoning system correlates. *Journal of Adolescence*, 15(3), 283–300. [https://doi.org/10.1016/0140-1971\(92\)90031-Y](https://doi.org/10.1016/0140-1971(92)90031-Y)

Zahrai L. D., Hotych V. O. (2021) Personal crisis: indicators of student experience. *Scientific Bulletin of KSU Series Psychological Sciences*, 3, 80–87 [In Ukrainian].

Zhang, J., Chen, G., & Yuen, M. (2019). Validation of the Vocational Identity Status Assessment (VISA) using Chinese technical college students. *Journal of Career Assessment*, 27(4), 675–692. <https://doi.org/10.1177/1069072718808798>

Zlobina, O. (2017). From juvenility to youth: possibilities of the epigenetic model in sociocultural analysis. *Psychology of Personality*, 8(1), 90–96 [In Ukrainian].

Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., & Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of modern applied statistical methods*, 6(1), 21–29. <https://doi.org/10.22237/jmasm/1177992180>

Отримано редакцією журналу / Received: 19.08.23

Прорецензовано / Revised: 17.10.23

Схвалено до друку / Accepted: 01.11.23

Додаток 1

Факторні навантаження пунктів опитувальника в повному (30 пунктів)
та скороченому (19 пунктів) варіантах опитувальника

Факторні навантаження повної моделі (Модель 1)			Факторні навантаження скороченої моделі VISA-19		
Фактор	Пункт №	Std.lv	Фактор	Пункт №	Std.lv
F1	i1	0,747	F1	i1	0,749
	i5	0,692		i5	0,708
	i9	0,599		i9	0,595
	i13	0,716		i13	0,725
	i17	0,561		i2	0,727
F2	i2	0,718	F2	i6	0,798
	i6	0,805		i14	0,771
	i10	0,576		i21	0,708
	i14	0,773		i23	0,600
	i18	0,538		i24	0,649
F3	i21	0,638	F4	i22	0,732
	i23	0,564		i25	0,725
	i24	0,638		i26	0,601
	i27	0,584		i3	0,733
	i29	0,420		i15	0,728
F4	i22	0,741	F6	i19	0,640
	i25	0,742		i4	0,709
	i26	0,638		i8	0,818
	i28	0,622		i16	0,673
	i30	0,507			
F5	i3	0,741			
	i7	0,243			
	i11	0,592			
	i15	0,735			
	i19	0,644			
F6	i4	0,719			
	i8	0,815			
	i12	0,520			
	i16	0,678			
	i20	0,485			

Примітка: усі факторні навантаження значущі на рівні $p < 0,001$

Додаток 2

Опитувальник "Оцінка професійної ідентичності" VISA-19

Визначте, наскільки ви погоджуєтесь із наведеними твердженнями. Варіанти відповідей:

- а) повністю згоден;
- б) згоден;
- в) і згоден, і не згоден;
- г) не згоден;
- д) повністю не згоден

1. Я знаю, яка робота для мене найкраща.
2. Моя професія допоможе мені в досягненні глибоко особистих цілей.
3. Коли я думаю про професійний вибір, мені стає ніяково.
4. Мої робочі інтереси, імовірно, зміняться у майбутньому.
5. Жоден інший професійний шлях не є для мене настільки привабливим, як той, яким я планую рухатися.
6. Почавши працювати в обраній мною професії, я зможу стати тією людиною, якою мрію бути.
8. Найімовірніше, я зміню свої професійні цілі.
9. Ніхто не змінить мою думку щодо обраної мною професії.
13. Я давно знаю, який професійний шлях для мене найкращий.
14. Я обрав професію, яка дозволить мені залишатися вірним своїм цінностям.
15. Я сумніваюсь, що знайду професію, яка мені підходить.
16. Мій професійний вибір може виявитися не таким, як я очікував.
19. Можливо, я не зможу отримати роботу, яку насправді хочу.

Прямо зараз я...

21. Мимохідь дізнаюся про різні незнайомі мені професійні шляхи, щоб підібрати кілька для їх подальшого розгляду.
22. Виявляю свої найсильніші таланти, коли думаю про професію.
23. Думаю про те, як я міг би вписатися у багато різних професійних шляхів.
24. Намагаюся отримувати багато різноманітного досвіду, щоб я міг знайти кілька професій, що підходять мені.
25. Дізнаюся, що я можу зробити, щоб поліпшити свої шанси на обраний професійний шлях.
26. Намагаюся дізнатися якомога більше про конкретні освітні вимоги професії, яка мене найбільше цікавить.

Шкали:

Формування прихильності: 1, 5, 9, 13.
 Ідентифікація з прихильністю: 2, 6, 14.
 Розширене дослідження: 21, 23, 24.
 Поглиблене дослідження: 22, 25, 26.
 Професійні сумніви: 3, 15, 19.
 Гнучкість прихильності до професії: 4, 8, 16.

За кожною шкалою можна отримати від 3 до 15 балів. За шкалою "Формування прихильності" можна отримати від 4 до 20 балів. Чим більший бал, тим більше виражений певний процес професійної ідентичності.

Kateryna AKKAYA, PhD Student
 ORCID ID: 0000-0001-9561-7676
 e-mail: k.malofeikina@student.karazin.ua
 V. N. Karazin Kharkiv National University, Kharkiv, Ukraine

Valeriy OLEFIR, DSc (Psychol.), Assoc. Prof.
 ORCID ID: 0000-0003-3552-3277
 e-mail: voolefir@karazin.ua
 V. N. Karazin Kharkiv National University, Kharkiv, Ukraine

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE UKRAINIAN VERSION OF THE VOCATIONAL IDENTITY STATUS ASSESSMENT (VISA-19)

Background. Vocational identity is considered one of the most important domains of overall identity, and its study is gaining increasing relevance and popularity among Ukrainian researchers. An especially crucial aspect of the research on vocational identity is the study of its development. However, we have identified a lack of Ukrainian methods for researching vocational identity development. This study is dedicated to translating and adapting the English-language Vocational Identity Status Assessment (VISA) questionnaire and examining its psychometric properties and measurement invariance for Ukrainian students.

Methods. In a cross-sectional study, 458 students from various specialties in their 1st to 5th years participated (62% were female), aged 17 to 22 years ($M = 19$). The North American Vocational Identity Status Assessment (VISA) questionnaire, developed by Porfeli et al. (2011), was used for translation. Two translators performed both forward and backward translations, and the translated version was presented to the participants via Google Forms. A confirmatory factor analysis was conducted to assess the questionnaire's factor structure, validity, reliability, and measurement invariance.

Results. The shortened version of the questionnaire (VISA-19) was accepted as the primary version, demonstrating the six-factor original structure and good psychometric properties: $CFI = 0,954$, $TLI = 0,943$, $RMSEA = 0.067 [0,060-0,075]$, $SRMR = 0,053$, α ranges from 0,69 to 0,81, CR from 0,65 to 0,77, AVE from 0,43 to 0,59, $HTMT$ from 0,057 to 0,856. Metric, scalar, and strict measurement invariance by gender for the shortened version of the questionnaire was established, with ΔCFI ranging from $-0,004$ to $0,000$, $\Delta RMSEA$ from $-0,001$ to $0,003$, and $\Delta SRMR$ from $0,001$ to $0,005$.

Conclusions. The Ukrainian shortened version of the VISA-19 questionnaire exhibited good psychometric properties and measurement invariance by gender and can be utilized for further research and practical applications.

Keywords: identity, vocational identity, psychometric evaluation, confirmatory factor analysis, measurement invariance.

Автори заявляють про відсутність конфлікту інтересів. Спонсори не брали участі в розробленні дослідження; у зборі, аналізі чи інтерпретації даних; у написанні рукопису; в рішенні про публікацію результатів.

The authors declare no conflicts of interest. The funders had no role in the design of the study; in the collection, analyses or interpretation of data; in the writing of the manuscript; in the decision to publish the results.