

<https://doi.org/10.32999/2663-970X/2025-13-5>

How to Cite (Style APA):

Olefir, V., & Bosniuk, V. (2025). Factor Structure of Subjective Well-Being of Young Ukrainians. *Insight: the psychological dimensions of society*, 13, 94–116. <https://doi.org/10.32999/2663-970X/2025-13-5>

Як цитувати (Стиль ДСТУ 8302: 2015):

Олефір В., Боснюк В. Факторна структура суб'єктивного благополуччя молодих українців. *Інсайт: психологічні виміри суспільства*. 2025. № 13. С. 94–116. <https://doi.org/10.32999/2663-970X/2025-13-5>

UDC 159.922:364.658-053.8(477)

Factor Structure of Subjective Well-Being of Young Ukrainians

Факторна структура суб'єктивного благополуччя молодих українців

Received: March 02, 2024

Valerii Olefir

Doctor of Psychological Sciences, Associate

Professor, Head of the Department,

Department of General Psychology,

V. N. Karazin Kharkiv National University, Ukraine

<https://orcid.org/0000-0003-3552-3277>

Valerii Bosniuk*

PhD in Psychological Sciences, Associate

Professor, Department of Psychology of Activities

in Special Conditions,

National University of Civil Protection of Ukraine,
Ukraine

<https://orcid.org/0000-0003-0141-1920>

Accepted: May 26, 2025

Валерій Олефір

доктор психологічних наук, доцент, завідувач,

кафедра загальної психології,

Харківський національний університет імені

В. Н. Каразіна, Україна

<https://orcid.org/0000-0003-3552-3277>

Валерій Боснюк*

кандидат психологічних наук, доцент,

кафедра психології діяльності в особливих

умовах, Національний університет цивільного
захисту України,

Україна

<https://orcid.org/0000-0003-0141-1920>

Abstract

Despite the relatively long history and theoretical and practical significance of studying the subjective well-being of individuals, there is currently no consensus regarding its structure. It was widely recognized that life satisfaction and positive and negative affects are components of subjective well-being; however, the relationship among these components within a single construct remains a subject of debate. The main **aim** of this study was to investigate the factor structure of subjective well-being by comparing competing theoretical models of the construct's

Анотація

Незважаючи на відносно тривалу історію, теоретичну та практичну важливість дослідження суб'єктивного благополуччя особистості, наразі не існує єдиної думки щодо його структури. Загальновизнано, що задоволеність життям, позитивний і негативний афекти є складовими суб'єктивного благополуччя, проте дискусійним залишається питання про їх взаємозв'язок у межах єдиного конструкту. Основна **мета** роботи полягала в дослідженні факторної структури суб'єктивного благополуччя шляхом порівняння конкуруючих теоретичних моделей концептуалізації конструкту.

* Corresponding Author: bosniuk_vf@ukr.net

* Автор-кореспондент: bosniuk_vf@ukr.net

conceptualization on a sample of Ukrainians ($N = 1111$ higher education students; age range 18–26 years; 59.0% women, 41.0% men). **Methods.** Data collection was conducted via the online service Google Forms using Ukrainian versions of the Satisfaction with Life Scale (SWLS) and the Scale of Positive and Negative Experiences (SPANE). To assess the fit of the empirical data to the theoretical models of the structure of subjective well-being, traditional and bifactor confirmatory factor analysis, as well as classic exploratory structural equation modeling and its bifactor variant were applied. The selection of the best model from the competing ones was based on Akaike's information criterion weights, which consider both the accuracy of the model description and its parsimony. **Results.** Four models of the factor structure of subjective well-being demonstrated adequate correspondence to the empirical data according to traditional criteria. The correlations between the three latent factors of subjective well-being were moderate and aligned with the expected directions. Akaike information criterion weights indicated that the bifactor model of exploratory structural equation modeling best describes the data from the examined set of candidate models. The consideration of cross-loadings between the items of the questionnaires in this model led to a more accurate representation of the structure of subjective well-being. Measurement invariance across gender was achieved at the configurational, metric, and scalar levels according to this model. **Discussion and Conclusions.** The bifactor model of exploratory structural equation modeling, featuring a strong general integral factor of subjective well-being and three corresponding subgroups, reliably reflects the three-component structure for both men and women.

Keywords: life satisfaction, positive affect, negative affect, measurement invariance, exploratory structural equation modeling.

Introduction

From the 1960s of the last century, the conceptualization of subjective well-being has

ту на вибірці українців ($N = 1111$ здобувачів вищої освіти; віковий діапазон 18–26 років; 59.0% жінок, 41.0% чоловіків). **Методи.** Збір даних здійснено через онлайн-сервіс Google Forms із використанням українськомовних версій шкал задоволеності життям (SWLS) та позитивних і негативних переживань (SPANE). Для оцінки відповідності емпіричних даних теоретичним моделям представлення структури суб'єктивного благополуччя застосовували традиційний і біфакторний конфірмаційний факторний аналіз, класичне експлораторне моделювання структурними рівняннями та його біфакторний варіант. Вибір найкращої моделі з конкуруючих здійснено на основі вагових коефіцієнтів Акайке, що враховують як точність опису моделі, так і її ощадливість. **Результати.** Чотири моделі факторної структури суб'єктивного благополуччя продемонстрували адекватну відповідність емпіричним даним згідно з традиційними критеріями. Кореляції між трьома латентними факторами суб'єктивного благополуччя були помірними й відповідали очікуванім напрямкам. Вагові коефіцієнти Акайке показали, що біфакторна модель експлораторного моделювання структурними рівняннями найкраще описує дані з розглянутого набору моделей-кандидатів. Урахування перехресних навантажень між пунктами опитувальників у цій моделі призвело до більш точного представлення структури суб'єктивного благополуччя. Інваріантність вимірювання за ознакою статі згідно з цією моделлю була досягнута на конфігураційному, метричному та скалярному рівнях. **Дискусія і висновки.** Біфакторна модель експлораторного моделювання структурними рівняннями із сильним загальним інтегральним фактором суб'єктивного благополуччя та трьома його підгрупами надійно відображає трикомпонентну структуру як для чоловіків, так і жінок.

Ключові слова: задоволеність життям, позитивний афект, негативний афект, інваріантність вимірювання, експлораторне моделювання структурними рівняннями.

Вступ

Починаючи з 60-х років минулого століття

become an important area of psychological research (Maddux, 2018). This field was notably advanced by the publication of E. Diener (1984), in which the scientist utilized this concept to describe how individuals evaluate and experience their lives. His three-component model, consisting of life satisfaction, positive affect, and negative affect, is regarded as a widely accepted approach to the operationalization of subjective well-being. Numerous studies have shown that individuals with higher levels of life satisfaction and a balance favoring more frequent experiences of positive emotions enjoy advantages in socioeconomic status, health, and interpersonal and physical functioning (Diener & Biswas-Diener, 2008; Diener et al., 2017; Lyubomirsky et al., 2005). Currently, despite researchers' active interest in this area, some important questions remain unresolved. First, is subjective well-being a category composed of three distinct components or an integral latent construct? Second, can a general evaluation of subjective well-being be determined? Third, how are the cognitive (life satisfaction) and affective (positive and negative emotions) components interrelated? Overall, what is the structure of subjective well-being?

Research on the Structure of Subjective Well-Being. Significant attention has been devoted by researchers to the study of the structure of subjective well-being, that is, how its components are organized. This is related to the fact that understanding the structure is the key to comprehending its essence; it affects the interpretation of obtained results, their practical implementation, and the further development of the concept (Olefir & Bosniuk, 2023). M. Busseri and S. Sadava (2011) conducted a comprehensive review of empirical research on subjective well-being. They differentiated five distinct models, which not only identified problems in the operationalization of the construct but also allowed for a deeper analysis of them. The first model considers life satisfaction, positive affect, and negative affect as three separate independent components of subjective well-being. In another hierarchical model, subjective well-being is

концептуалізація суб'єктивного благополуччя стала важливою сферою психологічних досліджень (Maddux, 2018). Особливого розвитку сприяла публікація Е. Дієнера (1984), у якій науковець використав це поняття, щоб описати, як люди оцінюють і переживають своє життя. Його трикомпонентну модель, що складається із задоволеності життям, позитивним і негативним афектами, вважають загально визнаним підходом до операціоналізації суб'єктивного благополуччя. У багатьох дослідженнях показано, що люди з вищим рівнем задоволеності життям і балансом на користь частішого переживання позитивних емоцій мають переваги в соціально-економічному статусі, здоров'ї, міжособистісному й фізичному функціонуванні (Diener, Biswas-Diener, 2008; Diener et al., 2017; Lyubomirsky et al., 2005). На цей час, попри активний інтерес науковців до цієї сфери, залишаються невирішеними деякі важливі питання. По-перше, чи є суб'єктивне благополуччя категорією, що складається з трьох окремих компонентів, чи все-таки інтегральним латентним конструктом? По-друге, чи можна визначити загальну оцінку суб'єктивного благополуччя? По-третє, як взаємопов'язані когнітивний (задоволеність життям) та афективний (позитивні та негативні емоції) компоненти? І загалом, яка структура суб'єктивного благополуччя?

Дослідження структури суб'єктивного благополуччя. Вивченню структури суб'єктивного благополуччя, тобто того, як організовані його компоненти, дослідники приділили значну увагу. Це пов'язано з тим, що розуміння структури є ключем до пізнання його суті, від цього залежить інтерпретація отриманих результатів, їх практична реалізація та подальший розвиток концепції (Олефір, Боснюк, 2023). М. Буссері, С. Садва (2011) здійснили ґрунтовний огляд емпіричних досліджень суб'єктивного благополуччя та диференціювали п'ять відмінних моделей, що не лише виявили проблеми в операціоналізації конструкту, а й дали змогу глибше їх проаналізувати. Перша модель розглядає задоволеність життям, позитивні та негативні афекти як три

conceptualized as a higher-order latent factor formed on the basis of the correlations between the aforementioned first-order components. In the third approach, subjective well-being is conceptualized as a causal system in which positive and negative affects act as independent variables that influence life satisfaction. The subsequent composite model considers subjective well-being as a cumulative variable that arises from the combination of three main components. According to the fifth approach, subjective well-being is a configuration of individual levels of manifestation of the component system: life satisfaction, positive affects, and negative affects. This model requires identifying different and reliable types of subjective well-being and then classifying each individual according to a specific group.

All of the aforementioned theoretical constructs have their limitations. In the model with three separate components, subjective well-being is not a psychological construct in the classical psychometric sense but merely an area of investigation of individual variables. This approach also fails to explain the sources of the common variance among the components. In the hierarchical model, the variance among indicators is explained solely by a general factor. It does not allow for the determination of the unique contribution of each variable relative to the overall factor. When viewing subjective well-being as a causal system, the operationalization of the construct is not clearly understood. In such a model, subjective well-being is equated with life satisfaction as the dependent variable in this interaction. One of the limitations of this approach is also the a priori acknowledgment that positive and negative affects have a causal influence on life satisfaction. This assumption still requires systematic empirical verification. The construction of a composite score of subjective well-being by combining its three components is criticized from a theoretical standpoint and is considered conceptually inappropriate, as this model does not account for the unique aspects of the cognitive and the two affective components

окремі незалежні компоненти суб'єктивного благополуччя. В іншій, ієрархічній, моделі суб'єктивне благополуччя концептуалізується як латентний фактор вищого рівня, що формується на основі кореляції між зазначеними компонентами першого порядку. У третьому підході суб'єктивне благополуччя осмислюється як причинно-наслідкова система, у якій позитивні та негативні афекти виступають як незалежні змінні, що впливають на задоволеність життям. Наступна, композитна, модель розглядає суб'єктивне благополуччя як сукупну змінну, що виникає внаслідок поєднання трьох основних компонентів. Згідно з п'ятим підходом, суб'єктивне благополуччя – це конфігурація індивідуальних рівнів прояву системи компонентів: задоволеності життям, позитивних та негативних афектів. Тобто ця модель вимагає визначення різних і надійних типів суб'єктивного благополуччя, а потім класифікацію кожної людини відповідно до певної групи.

У всіх зазначених теоретичних конструкціях є свої обмеження. У моделі з трьома окремими компонентами суб'єктивне благополуччя не є психологічною конструкцією у класичному психометричному розумінні, а лише сферою дослідження окремих змінних. Цей підхід також не може пояснити джерела існування спільної дисперсії між компонентами. В ієрархічній моделі дисперсія між індикаторами пояснюється лише загальним фактором і не дозволяє встановити унікальний внесок кожної змінної порівняно із загальним. При розгляді суб'єктивного благополуччя як причинно-наслідкової системи не чітко зрозуміла операціоналізація конструкту. У такій моделі суб'єктивне благополуччя ототожнюється із задоволеністю життям як залежною змінною в цій взаємодії. Одним з обмежень такого підходу є також апіорне визнання, що позитивний і негативний афекти мають причинний вплив на задоволеність життям, – це припущення ще вимагає систематичної емпіричної перевірки. Складання сукупного балу суб'єктивного благополуччя шляхом поєднання трьох його складових критикують із теоретичної точки зору та вважають концептуально недоречним,

of different modalities (Jovanović, 2015). The configuration approach of subjective well-being is not an explanatory model but rather a classifier of individuals based on levels of manifestation of life satisfaction and positive and negative emotions (Busseri & Sadava, 2011).

Subsequently, in order to address certain limitations of these models for assessing the structure of subjective well-being, researchers began to utilize the bifactor measurement model (Chen et al., 2013; Jovanović, 2015; Lapuente et al., 2018). This model was developed for studying multidimensional constructs and provides the opportunity to simultaneously assess the common variance for all elements of the construct (the general factor) and uncover the unique variance of individual groups of components after accounting for shared variability (Reise, 2012). The results of such studies are ambiguous. V. Jovanović (2015) partially confirmed the bifactorial nature of subjective well-being, indicating that approximately half of the variance in life satisfaction, positive, and negative affects was independent of the general integral factor. In the study by L. Daniel-González et al. (2020), it was established that nearly two-thirds of the variance is explained by the general factor, while just over one-third is attributed to three specific factors. However, from a psychometric perspective, the model with three correlated factors performed better. In contrast, the study by L. Lapuente et al. (2018) indicated that the bifactor model was superior in terms of indicators, despite the general factor accounting for only 15.9% of the variance in the data. One explanation for these discrepancies is the use of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) in these studies, where the correlation between the affective factors ranges from weak to moderate (Schmukle et al., 2002; Busseri, 2018; Daniel-González et al., 2020), which can be seen as a limitation for the application of the bifactor model (Reise et al., 2018). As a result, contemporary studies have favored the Scale of Positive and Negative Experiences (SPANE), which, unlike PANAS, assesses qualitative characteristics of emotions, and its items are not associated with

оскільки така модель не враховує унікальні аспекти когнітивного та двох афективних компонентів різної модальності (Jovanović, 2015). Підхід конфігурації компонентів суб'єктивного благополуччя не є пояснювальною моделлю, а класифікатором людей за рівнями прояву задоволеності життям, позитивних та негативних емоцій (Busseri, Sadava, 2011).

Згодом, щоб усунути певні обмеження цих моделей оцінки структури суб'єктивного благополуччя, дослідники почали використовувати біфакторну модель вимірювання (Chen et al., 2013; Jovanović, 2015; Lapuente et al., 2018). Вона була розроблена для вивчення багатовимірних конструкцій і надає можливість одночасно оцінити як спільну дисперсію для всіх елементів конструкту (загальний фактор), так і виявити унікальну дисперсію окремих груп компонентів після врахування спільної мінливості (Reise, 2012). Результати таких досліджень неоднозначні. V. Jovanović (2015) частково підтвердив біфакторну природу суб'єктивного благополуччя, приблизно половина дисперсії задоволеності життям, позитивного й негативного афектів не залежала від загального інтегрального фактору. У дослідженні L. Daniel-González et al. (2020) з колегами встановлено, що майже дві третини дисперсії пояснюється загальним фактором, а трохи більше третини – трьома конкретними факторами. Проте з психометричної точки зору модель із трьома корельованими факторами показала кращий результат. Навпаки, у роботі L. Lapuente et al. (2018) біфакторна модель за показниками краща, хоча на загальний фактор припадає лише 15.9 % мінливості даних. Одним із пояснень таких розбіжностей є використання в цих дослідженнях опитувальника позитивних і негативних афектів (PANAS), у якому кореляція між афективними факторами варіює від слабкої до помірної (Schmukle et al., 2002; Busseri, 2018; Daniel-González et al., 2020), що можна розглядати як обмеження для застосування біфакторної моделі (Reise et al., 2018). Як наслідок, у сучасних дослідженнях надано перевагу шкалі позитивних і негативних переживань (SPANE), яка, на відміну від PANAS, оцінює якісні особливості емоцій, і її пункти

high-arousal experiences (Daniel-Gonzalez et al., 2020; Kaufman et al., 2022).

The next significant step forward in understanding the structure of complex psychological constructs was the extension of the bifactor model within exploratory structural equation modeling (ESEM) (Jennrich & Bentler, 2011; 2012; Myers et al., 2014; Morin et al., 2016). This allowed researchers to simultaneously identify two sources of construct-relevant psychometric multidimensionality associated with (a) the hierarchical nature of constructs (i.e., the coexistence of general and specific components within a single measurement model); and (b) the unstable nature of indicators, which typically have a certain degree of association with non-target constructs (Morin et al., 2016: 30). To investigate the first source, it is necessary to apply bifactor models, while for the second source, exploratory structural equation modeling (ESEM) is preferred over confirmatory factor analysis (CFA) (Morin et al., 2016).

In this regard, the bifactor model of exploratory structural equation modeling (ESEM) may be well-suited for assessing the structure of subjective well-being for two reasons. First, the items included in the Satisfaction with Life Scale (SWLS) and the Scale of Positive and Negative Experiences (SPANE) may reflect a hierarchically organized construct with a general integral factor and its subgroups. Second, the questions designed to assess the affective and cognitive aspects of life, in addition to their loadings on their respective factors, are likely to influence non-target constructs.

The authors of recent studies aimed at testing and comparing models of the structure of subjective well-being using modern statistical approaches have not yet reached a consensus on its conceptualization (Daniel-González et al., 2020; Jovanović et al., 2024; Kaufman et al., 2022). Some researchers conclude that empirical data fit the bifactor model better, while others support the three-factor ESEM, and still others assert that the traditional three-factor CFA is equivalent to the three-factor ESEM. Therefore,

не пов'язані з переживаннями з високим рівнем збудження (Daniel-Gonzalez et al., 2020; Kaufman, et al., 2022).

Наступним суттєвим кроком уперед у розумінні структури складних психологічних конструктів стало розширення біфакторної моделі в межах експлораторного моделювання структурними рівняннями (Jennrich, Bentler, 2011; 2012; Myers et al., 2014; Morin et al., 2016). Це дозволило дослідникам можливість одночасно визначати два джерела конструктивно-релевантної психометричної багатовимірності, пов'язаної з: (а) ієрархічною природою конструктів (тобто співіснуванням загальних і специфічних компонентів в одній моделі вимірювання); (б) нестабільною природою показників, що зазвичай мають певний ступінь зв'язку з нецільовими конструктами (Morin et al., 2016: 30). Для дослідження першого джерела необхідно застосувати біфакторні моделі, а для другого – експлораторне моделювання структурними рівняннями (ЕМСР), а не конфірмаційний факторний аналіз (КФА) (Morin et al., 2016).

З огляду на це, біфакторна модель ЕМСР може добре підходити для оцінки структури суб'єктивного благополуччя з двох причин. По-перше, твердження, що входять до “Шкали задоволеності життям” (SWLS) та “Шкали позитивних та негативних переживань” (SPANE), можуть відображати ієрархічно організований конструкт із загальним інтегральним фактором та його субгрупами. По-друге, запитання, призначені для оцінки афективних і когнітивних аспектів життя, окрім навантажень на свої фактори, ймовірно, матимуть вплив і на нецільові конструкти.

Автори нещодавніх досліджень, метою яких було тестування й порівняння моделей структури суб'єктивного благополуччя за допомогою сучасних статистичних підходів, так і не досягли консенсусу щодо її концептуалізації (Daniel-González et al., 2020; Jovanović et al., 2024; Kaufman et al., 2022). Одні дослідники дійшли висновку, що емпіричні дані краще відповідають біфакторній моделі, другі – трифакторному ЕМСР, треті стверджують, що традиційна трифакторна модель КФА еквівалентна

additional research is necessary to conceptualize the structure of subjective well-being with clear criteria for selecting competing models.

Despite the theoretical and practical significance of understanding the structure of the construct of subjective well-being, there is currently no consensus among scholars on this issue. None of the aforementioned models have been tested on a sample of Ukrainians, which necessitates the expansion of the geographical scope of research. This is important, as subjective well-being has specific characteristics influenced by cultural and national context (Suh & Choi, 2018; Veenhoven, 2018). Thus, **the aim** of this study was to investigate the factor structure of subjective well-being among young Ukrainians. It is **hypothesized** that the bifactor model of exploratory structural equation modeling (ESEM) provide a better factor solution for the structure of subjective well-being than the classical three-factor model.

Methods

Participants. The study sample consisted of 1111 students from higher education institutions in Ukraine (age range 18–26 years, gender distribution: 59.0% women, 41.0% men).

Variables. Three components of subjective well-being were assessed in the study: life satisfaction, positive affect, and negative affect. Additionally, the measurement invariance of the best model was examined by gender.

Procedures and Instruments. The research was conducted using a non-experimental design, utilizing self-report and self-assessment measures.

The Satisfaction with Life Scale (Diener et al., 1985, adapted for the Ukrainian-speaking sample by V. Olefir and V. Bosniuk (2024)) was used to assess the cognitive component of subjective well-being. This instrument consisted of five statements, for example: “Overall, my life is close to my ideal” and “I have what I really need in my life,” with responses provided on a seven-point scale (from 1 – “strongly disagree” to 7 – “strongly agree”). The psychometric reliability of

трифакторному ЕМСР. Отже, необхідні додаткові дослідження концептуалізації структури суб’єктивного благополуччя з чіткими критеріями вибору конкуруючих моделей.

Можна констатувати, що, незважаючи на теоретичну і практичну цінність розуміння структури конструкту суб’єктивного благополуччя, наразі відсутня узгоджена позиція вчених щодо цієї проблеми. Жодна з вищезгаданих моделей не була перевірена на вибірці українців, що зумовлює необхідність розширення географії досліджень. Це важливо, оскільки суб’єктивне благополуччя має специфічні особливості, зумовлені культурним і національним контекстом (Suh, Choi, 2018; Veenhoven, 2018). Таким чином, **мета роботи** полягала в дослідженні факторної структури суб’єктивного благополуччя молодих українців. Висунуто **гіпотезу**, що біфакторна модель ЕМСР забезпечить краще факторне рішення структури суб’єктивного благополуччя порівняно з класичною трифакторною моделлю.

Методи

Учасники. До вибірки досліджуваних увійшли 1111 студентів закладів вищої освіти України (віковий діапазон 18–26 років, кількісне співвідношення: 59.0% жінок, 41.0% чоловіків).

Змінні. У дослідженні структури суб’єктивного благополуччя було діагностовано три компоненти: задоволеність життям, позитивний і негативний афекти. Додатково було перевірено вимірювальну інваріантність найкращої моделі за ознакою статі.

Процедура та інструменти. Дослідження проведено за неекспериментальним дизайном, з використанням засобів, що базуються на самозвіті та самооцінюванні.

Шкалу задоволеності життям (Diener et al., 1985, адаптовану до українськомовної вибірки В. Олефіром та В. Боснюком (2024)) використано для оцінки когнітивного компоненту суб’єктивного благополуччя. Цей інструмент складався з п’яти тверджень, наприклад: “Переважно моє життя близьке до мого ідеалу”, “У мене в житті є те, що мені дійсно необхідне”, відповіді на які надаються за семибальною

the questionnaire in our study was as follows: $\alpha = .828$, 95% CI [.811 – .843]; $\omega = .835$, 95% CI [.819 – .850].

The Scale of Positive and Negative Experiences (SPANE; Diener et al., 2010, Ukrainian adaptation conducted by V. Olefir et al. (2021)) was applied to assess the affective component of subjective well-being. It consisted of twelve items that allowed for the evaluation of both positive feelings and experiences (such as good, pleasant, happy, positive, joyful, satisfied) and negative feelings (such as bad, unpleasant, sad, scared, negative, angry). Respondents indicated the extent to which they felt these emotions over the past four weeks on a five-point scale from 1 (“very rarely or never”) to 5 (“very often or always”). The internal consistency in this study was: $\alpha = .872$; 95% CI [.860 – .883]; $\omega = .875$; 95% CI [.863 – .886] for positive experiences and $\alpha = .821$; 95% CI [.803 – .837]; $\omega = .827$; 95% CI [.811 – .843] for negative experiences.

Organization of Research. Participants were sent emails explaining the nature of the study and providing a link to the Google Forms containing the psychological diagnostic methods. Before the commencement of the study, participants were required to read and accept the online informed consent. The text of this consent outlined the purpose and subject of the study, the approximate time required to complete the survey, the option to withdraw, and information regarding the means of data storage and subsequent use of the data.

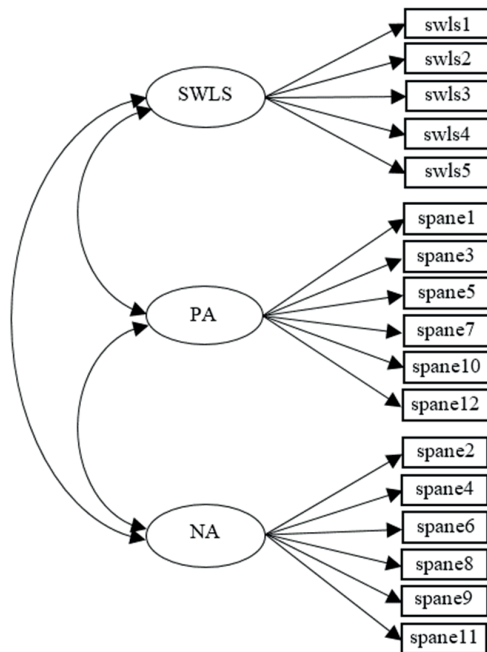
Statistical Analysis. Based on modern methods of structural conceptualization of complex latent constructs, we focused on testing various theoretical models representing the structure of subjective well-being in order to evaluate our hypothesis. To this end, we compared a three-factor CFA model (Nye, 2023), which posits a correlation among life satisfaction, positive affect, and negative affect (Model 1, Fig. 1), with other models.

шкалою (від 1 – “повністю не згоден” до 7 – “повністю згоден”). Психометрична надійність опитувальника в нашому дослідженні була такою: $\alpha = .828$, 95% CI [.811 – .843]; $\omega = .835$, 95% CI [.819 – .850].

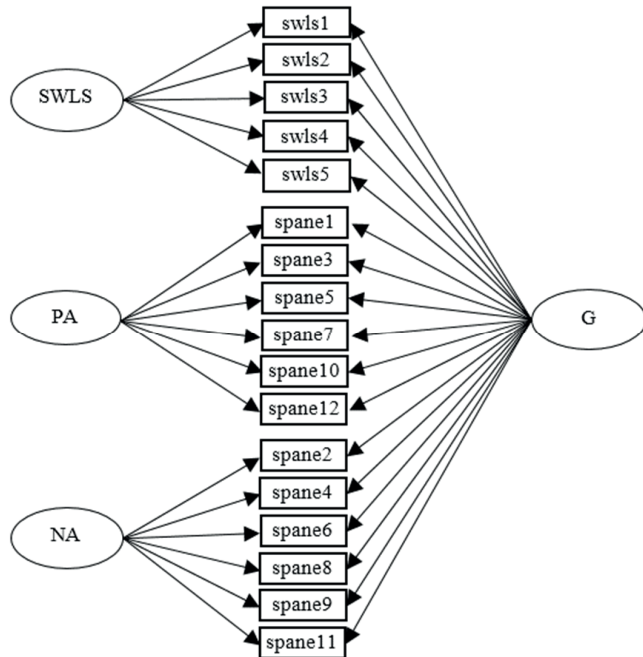
Шкала позитивних та негативних переживань (SPANE; Diener et al., 2010, українська адаптація проведена В. Олефіром та ін. (2021)) була застосована для оцінки афективного компоненту суб’єктивного благополуччя. Вона складалася з дванадцяти пунктів, що дозволили оцінити як позитивні почуття та переживання (хороший, приємний, щасливий, позитивний, радісний, задоволений), так і негативні (поганий, неприємний, сумний, наляканий, негативний, злий). Респонденти відзначали, якою мірою вони відчували себе впродовж останніх чотирьох тижнів за п’ятибальною шкалою від 1 (“дуже рідко або ніколи”) до 5 (“дуже часто або завжди”). Внутрішня узгодженість у цьому дослідженні склала: $\alpha = .872$; 95% CI [.860 – .883]; $\omega = .875$; 95% CI [.863 – .886] для позитивних переживань і $\alpha = .821$; 95% CI [.803 – .837]; $\omega = .827$; 95% CI [.811 – .843] для негативних.

Організація дослідження. Учасникам було надіслано листи на електронну пошту, в яких пояснено суть дослідження та надано посилання на Google Forms з психодіагностичними методиками. Перед початком дослідження учасники повинні були прочитати і прийняти онлайн-інформовану згоду. У тексті цієї згоди зазначено мету та тему дослідження, приблизний час проходження опитування, можливість відмови, а також інформацію щодо засобів зберігання та подальшого використання даних.

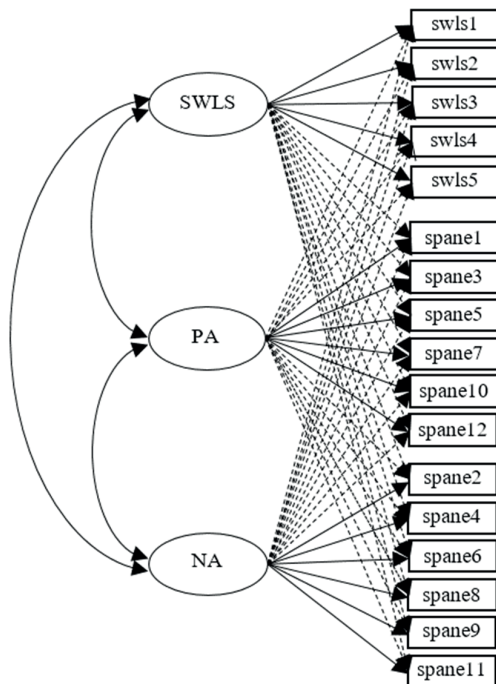
Статистичне аналізування. Опираючись на сучасні методи структурної концептуалізації складних латентних конструктів, ми зосередилися на тестуванні різноманітних теоретичних моделей представлення структури суб’єктивного благополуччя з метою перевірки нашої гіпотези. Для цього ми порівняли трифакторну модель КФА (Nye, 2023), що передбачає кореляцію між задоволеністю життям, позитивним і негативним афектами (модель 1, рис. 1), з іншими моделями.



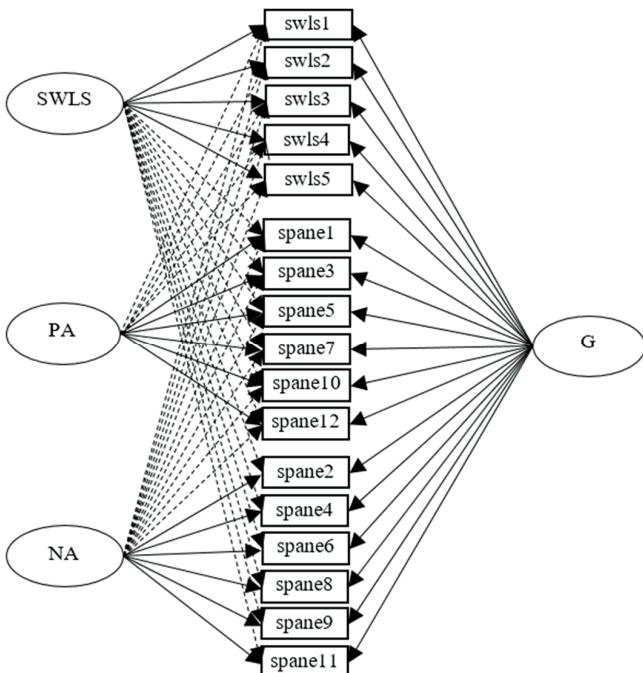
1. Three-factor CFA Model
1. Трифакторна модель КФА



2. Bifactor CFA Model
2. Біфакторна модель КФА



3. Three-Factor ESEM Model
3. Трифакторна модель ЕМСП



4. Bifactor ESEM Model
4. Біфакторна модель ЕМСП

Figure 1. Structure of the Models of Subjective Well-Being

Рис. 1. Структура моделей суб'єктивного благополуччя

Note: SPANE – Scale of Positive and Negative Experiences; SWLS – Satisfaction with Life Scale; PA – Positive Affect; NA – Negative Affect; G – General Factor; CFA – Confirmatory Factor Analysis; ESEM – Exploratory Structural Equation Modeling. Solid lines from factors to items indicate direct relationships.

Dashed lines from factors to scale items indicate potential cross-loadings. Bidirectional lines indicate covariances among factors.

Примітка: SPANE – шкала позитивних та негативних переживань; SWLS – шкала задоволеності життям; PA – позитивний афект; NA – негативний афект; G – загальний фактор; КФА – конфірматорний факторний аналіз; ЕМСР – експлораторне моделювання структурними рівняннями. Суцільні лінії від факторів до пунктів вказують на прямі зв'язки. Пунктирні лінії від факторів до тверджень шкал вказують на потенційні перехресні зв'язки. Двонаправлені лінії вказують на коваріації між факторами.

In particular, we examined the classical bifactor CFA model with one general factor and three uncorrelated group factors (Model 2, hereafter referred to as BF-CFA). This model posited that all items of the questionnaires simultaneously loaded onto one general factor and three distinct group factors without cross-loadings between them. The general factor in this model was defined orthogonally to the other factors, ensuring the interpretability of the results. Additionally, we tested a three-factor model within exploratory structural equation modeling (Model 3, hereafter referred to as 3F-ESEM), which included three correlated factors and all possible cross-loadings among the items of the questionnaires, approximated to 0 through target rotation (Asparouhov & Muthén, 2009; Morin, 2023). The combination of this model with the traditional bifactor model constitutes the bifactor ESEM (Model 4, hereafter referred to as BF-ESEM). Simplified illustrations of these models are graphically represented in the figure (see also Olefir & Bosniuk, 2024).

The analysis strategy consisted of several stages. First, each model was assessed for its fit to the empirical data. A model was considered acceptable if the Comparative Fit Index (CFI) was $> .90$, the Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), and the Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) were $< .08$; and it was deemed good when CFI $> .95$ and RMSEA and SRMR $< .05$ (Brown, 2015). According to recommendations, a value of .32 was used as the cutoff point for factor loadings (Tabachnik & Fidell, 2019). Additionally, model selection indices were examined: the Akaike Information Criterion (AIC) and the Sample-Size Adjusted Bayesian Information Criterion (aBIC). A distinguishing feature of the AIC is that it does not assume the a priori truth of any of the candidate models but

Зокрема, ми розглянули класичну біфакторну модель КФА з одним загальним та трьома невзаємозв'язаними груповими факторами (модель 2, далі – БФ-КФА). Така модель передбачала, що всі твердження опитувальників одночасно навантажували один загальний фактор та 3 окремі групові фактори без перехресних навантажень між ними. Загальний фактор у цій моделі визначався до інших ортогонально, що забезпечувало інтерпретованість результатів. Крім того, ми протестували трифакторну модель у межах експлораторного моделювання структурними рівняннями (модель 3, далі – 3Ф-ЕМСР), що включала три корельовані фактори та всі можливі перехресні навантаження між пунктами опитувальників, що були наближені до 0 за допомогою цільового обертання (Asparouhov, Muthén, 2009; Morin, 2023). Поєднання цієї моделі з традиційною біфакторною становить біфакторне ЕМСР (модель 4, далі – БФ-ЕМСР). Спрощені ілюстрації цих моделей графічно зображені на рис. (див. також Olefir, Bosniuk, 2024).

Стратегія аналізу складалася з кількох етапів. По-перше, кожену модель було оцінено на відповідність емпіричним даним. Її вважали прийнятною, якщо індекс порівняльної відповідності (CFI) був $> .90$, середньоквадратична помилка апроксимації (RMSEA) і стандартизований середньоквадратичний залишок (SRMR) $< .08$; і хорошою, коли CFI $> .95$, а RMSEA і SRMR $< .05$ (Brown, 2015). Згідно з рекомендаціями, значення .32 використано як точку відсікання для факторних навантажень (Tabachnik, Fidell, 2019). Окрім того, розглянуто індекси відбору моделей: інформаційний критерій Акайке (AIC) та Байєсівський інформаційний критерій, скоригований на обсяг вибірки (aBIC). Особливістю AIC є те, що він не припускає апріорної істинності жодної з моделей-кандидатів, а обчислює для кожної моделі

calculates the Kullback-Leibler divergence for each model, which is a measure of the distance between the probability density generated by the model and the actual data. Based on the raw AIC values, we calculated Akaike weights, which were interpreted as the probabilities that a specific model is the best (Wagenmakers & Farrell, 2004). Using Akaike weights provided better insight into the relative advantages of competing models. For evaluating bifactor models, additional indices were utilized: explained common variance (ECV), percentage of uncontaminated correlations (PUC), hierarchical omega index (omegaH), and total variance explained by the element (I-ECV) (Rodriguez et al., 2016).

Secondly, the final selected model was tested for measurement invariance (Millsap, 2012) by gender using Chen's criterion (Chen, 2007). Metric invariance was considered confirmed when $\Delta CFI < .01$, complemented by $\Delta RMSEA < .015$ and $\Delta SRMR < .03$; scalar invariance was established if $\Delta CFI < .01$ was complemented by either $\Delta RMSEA < .015$ or $\Delta SRMR < .01$.

The analysis of all models was conducted using Mplus 7.0 (Muthen & Muthen, 1998-2015) with the application of robust maximum likelihood estimation (MLR). This method is robust to the Likert-type nature of the items in the questionnaires and the non-normality of the data distribution. The ESEM models were estimated using the ESEM code generator (De Beer & Morin, 2022).

For the statistical computations, version 4.2.3 of R (R Development Core Team, 2014) was utilized within the RStudio environment (RStudio Team, 2020), employing additional packages. The AICcmodavg package (Mazerolle, 2023) was used for calculating Akaike weights, and the BifactorIndicesCalculator (Dueber, 2025) was used to compute bifactor indices: explained common variance (ECV), hierarchical omega (OmegaH), percentage of uncontaminated correlations (PUC), and total variance explained by the element (I-ECV).

Results

Comparison of Competing Factor Models.

CFA and BF-CFA Models of Subjective Well-Being. The analyzed models showed a good fit to the data

розбіжність Кульбака-Лейблера, що є мірою відстані між щільністю ймовірності, генерованої моделлю, і реальними даними. На основі необроблених значень AIC ми обчислювали ваги Акайке, які інтерпретовано як ймовірності того, що конкретна модель є найкращою (Wagenmakers, Farrell, 2004). Використання ваг Акайке надало можливість краще розуміти відносні переваги конкуруючих моделей. Для оцінки біфакторних моделей додатково використано допоміжні індекси: пояснена загальна дисперсія (ECV), відсоток незабруднених кореляцій (PUC), ієрархічний показник омега (omegaH) та загальна дисперсія, пояснена елементом (I-ECV) (Rodriguez et al., 2016).

По-друге, остаточно обрану модель перевірено на інваріантність вимірювання (Millsap, 2012) за ознакою статистичним критерієм Чена (Chen, 2007). Метрична інваріантність вважалася підтвердженою, коли $\Delta CFI < .01$, доповнена $\Delta RMSEA < .015$ і $\Delta SRMR < .03$; скалярна інваріантність встановлювалася, якщо $\Delta CFI < .01$ була доповнена $\Delta RMSEA < .015$ або $\Delta SRMR < .01$.

Аналіз усіх моделей проведено за допомогою програми Mplus 7.0 (Muthen, Muthen, 1998-2015) з використанням робастної оцінки максимальної правдоподібності (MLR). Цей метод є стійким до лікертівської природи тверджень опитувальників і ненормальності розподілу даних. Для оцінки моделей ЕМСП було використано генератор ЕМСП-коду (De Beer, Morin, 2022).

Для статистичних обчислень застосовано версію 4.2.3 системи R (R Development Core Team, 2014) в середовищі RStudio (RStudio Team, 2020), з використанням додаткових пакетів. AICcmodavg (Mazerolle, 2023) для розрахунків вагових коефіцієнтів Акайке та BifactorIndicesCalculator (Dueber, 2025) для обчислення біфакторних індексів: поясненої загальної дисперсії (ECV), ієрархічної омега (OmegaH), відсотка незабруднених кореляцій (PUC), загальної дисперсії, поясненої елементом (I-ECV).

Результати

Порівняння конкуруючих факторних моделей.

Моделі КФА та БФ-КФА суб'єктивного

according to the CFI, RMSEA, and SRMR indices (Table 1). In particular, the simple three-factor CFA model demonstrated a high correspondence to the data. All standardized factor loadings were large and significant, exceeding .32 (Table 2). The correlations between the factors were moderate and had expected signs: the life satisfaction factor was positively related to positive affect ($r = .67$) and negatively related to the negative affect factor ($r = -.62$), while the affect factors had a negative correlation with each other ($r = -.68$).

благополуччя. Проаналізовані моделі добре узгоджуються з даними відповідно до індексів CFI, RMSEA та SRMR (табл. 1). Зокрема, проста трифакторна модель КФА продемонструвала високу відповідність даним. Усі стандартизовані факторні навантаження були великими і значущими – перевищували .32 (табл. 2). Кореляції між факторами були помірними і мали очікувані знаки: фактор задоволеності життям позитивно взаємозв'язаний із позитивним афектом ($r = .67$) і зворотно – із фактором негативного афекту ($r = -.62$), а фактори афектів мали негативну кореляцію між собою ($r = -.68$).

Table 1. Fit of the Models of Subjective Well-Being Structure

Таблиця 1. Відповідність моделей структури суб'єктивного благополуччя

Model/ Модель	Indexes of the model fit and selection/ Індекси відповідності та відбору моделі						Correlation between latent factors/ Кореляція між латентними факторами		
	χ^2 (df)*	CFI	RMSEA [90% CI]	SRMR	AIC	aBIC	LS-PA/ ЗЖ-ПА	LS-NA/ ЗЖ-НА	PA- NA/ ПА-НА
3F-CFA/ 3Ф-КФА	320.78 (16)	.969	.044 [.039 - .050]	.034	46979.85	47047.81	.67	-.62	-.68
BF-CFA/ БФ-КФА	262.01 (102)	.977	.042 [.035 - .048]	.027	46933.70	47027.37			
3F-ESEM/ 3Ф-ЕМСР	211.52 (88)	.982	.040 [.033 - .047]	.021	46907.71	47027.10	.62	-.59	-.63
BF-ESEM/ БФ-ЕМСР	158.44 (74)	.989	.034 [.027 - .042]	.016	46850.45	46995.55			

Note: 3F-CFA – Three-Factor Confirmatory Factor Analysis; BF-CFA – Bifactor Confirmatory Factor Analysis; 3F-ESEM – Three-Factor Exploratory Structural Equation Modeling; BF-ESEM – Bifactor Exploratory Structural Equation Modeling. LS – Life Satisfaction; PA – Positive Affect; NA – Negative Affect. *All values χ^2 have $p < .001$. aBIC – Bayesian information criterion adjusted for sample size.

Примітка: 3Ф-КФА – трифакторна модель конфірмаційного факторного аналізу; БФ-КФА – біфакторна модель конфірмаційного факторного аналізу; 3Ф-ЕМСР – трифакторна модель експлораторного моделювання структурними рівняннями; БФ-ЕМСР – біфакторна модель експлораторного моделювання структурними рівняннями. ЗЖ – задоволеність життям; ПА – позитивний афект; НА – негативний афект. * Усі значення χ^2 мають $p < .001$. aBIC – байєсівський інформаційний критерій, скоригований на розмір вибірки.

The standard bifactor CFA model also demonstrated a good fit to the data, satisfying all predefined criteria. However, the fit indices changed only slightly, by less than .01 ($\Delta CFI = |.008|$; $\Delta RMSEA = |.002|$; $\Delta SRMR = |.064|$) compared to the simple three-factor CFA model. The values of the I-ECV for all items were less than .8, which confirms that they do not form a unidimensional construct. The conclusion

Звичайна біфакторна модель КФА також продемонструвала хорошу відповідність даним, задовольняючи всі попередньо визначені критерії. Однак індекси відповідності змінилися незначно, менше ніж на .01 ($\Delta CFI = |.008|$; $\Delta RMSEA = |.002|$; $\Delta SRMR = |.064|$) в порівнянні з простою трифакторною моделлю КФА. Значення IECV для всіх пунктів були менші за .8, що підтверджує, що вони не утворюють одно-

regarding the multidimensional interpretation of the subjective well-being construct is further supported by such estimates of indices: the percentage of explained common variance (ECV; .62), PUC (.70), and hierarchical omega ($\omega_H = .32$). With the exception of item SPANE9, all other statements of the scale had significant loadings on the general factor, with values exceeding the threshold of .32. All loadings for the three separate group factors, after accounting for the integral factor, were statistically significant and ranged from: .33 to .62 ($M = .45$) for the life satisfaction factor, .29 to .49 ($M = .39$) for positive affect, and .28 to .47 ($M = .43$) for negative affect

вимірний конструкт. Висновок щодо багатовимірної інтерпретації конструкту суб'єктивного благополуччя підтверджують і такі оцінки показників: відсоток поясненої загальної дисперсії (ECV; .62), PUC (.70), омега-ієрархічний ($\omega_H = .32$). За винятком пункту SPANE9, інші твердження шкали мали значуще навантаження на загальний фактор, з величинами, що перевищували поріг в .32. Усі навантаження трьох окремих групових факторів після врахування інтегрального були статистично значущими і знаходилися в межах: .33 - .62 ($M = .45$) для фактору задоволеності життям, .29 - .49 ($M = .39$) для позитивного афекту і .28 - .47 ($M = .43$) для негативного афекту.

Table 2. Standardized Factor Loadings of the Models of Subjective Well-Being Structure

Таблиця 2. Стандартизовані факторні навантаження моделей структури суб'єктивного благополуччя

Items	3F-CFA/ 3Ф-КФА			BF-CFA/ БФ-КФА				3F- ESEM/ 3Ф-EMCP			BF- ESEM/ БФ-EMCP			
	LS/ ЗЖ	PA/ ПА	NA/ НА	GF/ ЗФ	LS/ ЗЖ	PA/ ПА	NA/ НА	LS/ ЗЖ	PA/ ПА	NA/ НА	LS/ ЗФ	LS/ ЗЖ	PA/ ПА	NA/ НА
SWLS1	.81			.57	.62			.90	-.11	.00	.61	.56	-.13	.01
SWLS2	.70			.56	.42			.65	.04	-.04	.55	.42	-.00	-.04
SWLS3	.87			.67	.53			.83	.01	-.03	.64	.56	.01	-.05
SWLS4	.58			.47	.33			.53	.15	.09	.41	.43	.17	-.01
SWLS5	.61			.50	.35			.56	.04	-.05	.47	.38	.02	-.05
SPANE1		.76		.66		.37		-.04	.72	-.10	.65	.03	.47	-.11
SPANE3		.65		.54		.37		-.01	.68	-.03	.56	.04	.50	-.09
SPANE5		.70		.57		.42		-.06	.72	-.03	.58	.11	.30	.05
SPANE7		.75		.69		.29		.01	.61	-.02	.57	.02	.16	.12
SPANE10		.78		.62		.49		-.05	.82	.06	.17	.02	.42	.06
SPANE12		.78		.67		.39		.03	.74	.02	.46	.04	.38	.02
SPANE2			.80	-.68			.41	.17	-.13	.70	-.61	-.01	-.06	.45
SPANE4			.78	-.61			.47	-.02	-.03	.76	-.48	-.04	-.06	.53
SPANE6			.76	-.59			.47	-.04	-.06	.74	-.65	.01	-.02	.48
SPANE8			.73	-.55			.49	.01	.01	.74	-.77	-.00	.04	.47
SPANE9			.36	-.25			.28	-.02	.07	.39	-.66	-.15	-.11	.37
SPANE11			.58	-.41			.45	.07	.13	.66	-.67	.04	.17	.38

Note: SWLS1-5 – Items of the Satisfaction with Life Scale; SPANE1-12 – Items of the Scale of Positive and Negative Experiences; LS – Life Satisfaction; PA – Positive Affect; NA – Negative Affect; GF – General Factor; 3F-CFA – Three-Factor Confirmatory Factor Analysis; BF-CFA – Bifactor Confirmatory Factor Analysis; 3F-ESEM – Three-Factor Exploratory Structural Equation Modeling; BF-ESEM – Bifactor Exploratory Structural Equation Modeling.

Примітка: SWLS1-5 – твердження шкали задоволеності життям; SPANE1-12 – твердження шкали позитивних та негативних переживань; ЗЖ – задоволеність життям; ПА – позитивний

афект; НА – негативний афект; 3Ф – загальний фактор; 3Ф-КФА – трифакторна модель конфірмаційного факторного аналізу; БФ-КФА – біфакторна модель конфірмаційного факторного аналізу; 3Ф-ЕМСР – трифакторна модель експлораторного моделювання структурними рівняннями; БФ-ЕМСР – біфакторна модель експлораторного моделювання структурними рівняннями.

ESEM Models and Bifactor ESEM of Subjective Well-Being. The analyzed 3F-ESEM model demonstrated good consistency with the data and exhibited no artifacts or errors. The correlations between the latent factors were moderate and had the expected direction, and they were nearly identical to the results from the 3F-CFA. The standardized factor loadings displayed the anticipated pattern: they were above .32 for the target items of the questionnaires and close to 0 for cross-loadings, indicating a factor structure that aligns with theoretical concepts.

In the next stage, the bifactor ESEM model was analyzed. It demonstrated a very good fit to the data and did not statistically significantly differ ($<.01$) from the fit indices of the 3F-ESEM model ($\Delta\text{CFA} = |.006|$, $\Delta\text{RMSEA} = |.007|$, $\Delta\text{SRMR} = |.005|$). Sixteen out of 17 standardized loadings on the general integral factor were greater than .32. The explained common variance (ECVGen) was .63, indicating that the general factor of subjective well-being explains 63% of the variance in the questionnaire items. The hierarchical omega (ω_H) was .72. Furthermore, the ECV for the scales of life satisfaction, positive affect, and negative affect had values of .51, .15, and .19, respectively, indicating that the specific factors account for 51%, 15%, and 19% of the residual covariance that is not explained by the general factor. These results suggest that the BF-ESEM model has a strong general latent dimension and weak latent subdimensions. Loadings on the target factors were greater than .32 in 88% of cases, while cross-loadings were close to 0 (with only one value equal to .17). Such results indicate a clear factor structure.

Justification for the Selection of the Best Model. To select the model that best fits the population, we employed the Akaike Information Criterion adjusted for sample size (AICc). This criterion considers both the accuracy of the model's description and its parsimony. From the analysis of AICc values (Table 3), it is evident

Моделі ЕМСР та біфакторна ЕМСР суб'єктивного благополуччя. Проаналізована модель 3Ф-ЕМСР продемонструвала добру узгодженість з даними та не мала жодних артефактів і помилок. Кореляції між латентними факторами були помірними і мали очікуваний напрямок, при цьому майже не відрізнялися від результатів 3Ф-КФА. Стандартизовані факторні навантаження показали очікувану картину: вони були вищими за .32 для цільових тверджень опитувальників і близькими до 0 для перехресних навантажень, що свідчить про факторну структуру, яка узгоджується з теоретичними уявленнями.

На наступному етапі проаналізовано біфакторну модель ЕМСР. Вона показала дуже хорошу відповідність даним і не статистично значуще ($<.01$) відрізнялася від індексів відповідності моделі 3Ф-ЕМСР ($\Delta\text{CFA} = |.006|$, $\Delta\text{RMSEA} = |.007|$, $\Delta\text{SRMR} = |.005|$). 16 із 17 стандартизованих навантажень на загальний інтегральний фактор були більшими за .32. Показник поясненої загальної дисперсії (ECVGen) становив .63, що свідчить про те, що загальний фактор суб'єктивного благополуччя пояснює 63% дисперсії пунктів опитувальників. Показник омега ієрархічний (ω_H) дорівнював .72. Крім того, ECV для шкал задоволеності життям, позитивного й негативного афектів мали значення .51, .15 і .19 відповідно, що вказує на те, що специфічні фактори пояснюють 51%, 15% і 19% залишкової коваріації, яка не пояснена загальним фактором. Ці результати свідчать, що модель БФ-ЕМСР має сильний загальний латентний вимір і слабкі латентні підвимири. Навантаження на цільові фактори були більшими за .32 у 88% випадків, тоді як перехресні навантаження були близькими 0 (лише одне значення дорівнювало .17). Такі результати свідчать про чітку факторну структуру.

Обґрунтування вибору найкращої моделі. Для вибору моделі, що найкраще відповідає генеральній сукупності, ми використали інформаційний критерій AIC, скоригований на розмір вибірки (AICc). Він враховує як точність опису моделі, так і її ощадливість. З аналі-

that the BF-ESEM model is the best fit (having the lowest AICc value among the four candidate models). To assess the evidence weight in favor of the BF-ESEM (AICc = 46862.71) compared to the next best model (3F-ESEM, AICc = 46915.92), the Akaike weight coefficient (AICcWt) was used. As a result, the best model (BF-ESEM) has an AICcWt of 1, which can be interpreted as a 100% probability that it accurately describes the data from the considered set of models for subjective well-being.

зу значень AICc (табл. 3) видно, що модель БФ-ЕМСР є найкращою (вона має найнижче значення AICc серед чотирьох моделей-кандидатів). Для оцінки ваги доказів на користь БФ-ЕМСР (AICc = 46862.71) у порівнянні з наступною найкращою моделлю (3Ф-ЕМСР, AICc = 46915.92) був використаний ваговий коефіцієнт Акайка (AICcWt). Як результат, найкраща модель (БФ-ЕМСР) має вагу AICcWt 1, що можна інтерпретувати як 100% ймовірність того, що вона дійсно найкраще описує дані з розглянутого набору моделей-кандидатів суб'єктивного благополуччя.

Table 3. Comparison of Models of Subjective Well-Being Structure Based on the Akaike Information Criterion (AICc)

Таблиця 3. Порівняння моделей структури суб'єктивного благополуччя на основі інформаційного критерію AICc

Candidate Models/ Моделі-кандидати	K	AICc	Delta_AICc	AICcWt	Cum.Wt	LL
BF-ESEM/ БФ-ЕМСР	79	46862.71	.00	1	1	-23346.22
3F-ESEM/ 3Ф-ЕМСР	65	46915.92	53.22	0	1	-23388.86
BF-CFA/ БФ-КФА	51	46938.71	76.00	0	1	-23415.85
3F-CFA/ 3Ф-КФА	37	46982.47	119.77	0	1	-23452.93

Note: K – number of parameters in the model; AIC – model information estimate (AICc – sample-size adjusted); Delta_AICc – difference in AIC estimate between the best model and the compared model; AICcWt – AICc weight; Cum.Wt – cumulative AICc weight; LL – log-likelihood.

Примітка: K – кількість параметрів у моделі; AIC – інформаційна оцінка моделі (AICc – скоригований на розмір вибірки); Delta_AICc – різниця в оцінці AIC між найкращою моделлю та моделлю, що порівнюється; AICcWt – вага AICc; Cum.Wt – сума ваг AICc; LL – логістична ймовірність.

Testing Measurement Invariance of Subjective Well-Being in the BF-ESEM Model. The testing of the BF-ESEM model for measurement invariance by gender was conducted in three stages. In the first stage, we examined the configuration model to assess whether the factor structure was similar in men and women. The second stage tested the metric invariance model, which assumed equal factor loadings across both groups. The third model for scalar invariance ensured that both factor loadings and intercepts were equal between the groups. According to the results (Table 4), the metric invariance model

Перевірка виміральної інваріантності суб'єктивного благополуччя моделі БФ-ЕМСР. Перевірку моделі БФ-ЕМСР на вимірвальну інваріантність за ознакою статі здійснено у три етапи. На першому ми перевірили конфігураційну модель, щоб оцінити, чи подібна факторна структура у чоловіків і жінок. На другому етапі перевірено модель метричної інваріантності, що передбачала однакові факторні навантаження в обох групах. А третя модель скалярної інваріантності забезпечувала рівність як факторних навантажень, так і інтерсептів між групами. Згідно з результатами (табл. 4), модель метричної інваріантності не показала зниження жодно-

showed no decrease in any of the fit indices that would suggest non-invariance ($\Delta\text{CFI} = -.009$; $\Delta\text{RMSEA} = .006$; and $\Delta\text{SRMR} = .005$). A similar situation was observed for scalar invariance ($\Delta\text{CFI} = .001$; $\Delta\text{RMSEA} = -.003$; and $\Delta\text{SRMR} = .015$). Thus, none of the constraints led to a decrease in model fit, and despite all χ^2 and $\Delta\chi^2$ being significant, it can be stated that the fit indices demonstrated a satisfactory model fit at each stage of the testing.

го з індексів підгонки, що могли б свідчити про неінваріантність ($\Delta\text{CFI} = -.009$; $\Delta\text{RMSEA} = .006$ і $\Delta\text{SRMR} = .005$). Схожа ситуація була і для скалярної інваріантності ($\Delta\text{CFI} = .001$; $\Delta\text{RMSEA} = -.003$ і $\Delta\text{SRMR} = .015$). Таким чином, жодне з обмежень не призвело до зниження відповідності моделі і, не зважаючи на те, що всі χ^2 і $\Delta\chi^2$ були значущими, можна стверджувати, що індекси згоди продемонстрували задовільну відповідність моделі на кожному етапі перевірки.

Table 4. Tests of Invariance of the BF-ESEM Model by Gender

Таблиця 4. Тести інваріантності моделі БФ-ЕМСР за ознакою статі

Model/ Модель	χ^2	df	CFI	RMSEA [90% CI]	SRMR	AIC	aBIC
Configuration/ Конфігураційна	227.65	148	.988	.031 [.023 - .039]	.019	46798.10	47150.76
Metric/ Метрична	306.29	176	.979	.037 [.030 - .043]	.024	46848.65	47670.79
Scalar / Скалярна	348.89	213	.980	.034 [.027 - .040]	.039	46797.54	47030.80
Comparison of Models/ Порівняння моделей							
Configuration vs. Metric/ Конфігураційна vs Метрична	78.64	28	-.009	.006	.005	50.55	520.03
Metric vs. Scalar/ Метрична vs Скалярна	42.60	37	.001	-.003	.015	-51.11	-639.99

Note: df – degrees of freedom; CFI – Comparative Fit Index; RMSEA – Root Mean Square Error of Approximation; CI – Confidence Interval; SRMR – Standardized Root Mean Square Residual; AIC – Akaike Information Criterion; aBIC – Sample-Size Adjusted Bayesian Information Criterion. All values χ^2 have $p < .001$.

Примітка: df – ступені свободи; CFI – індекс порівняльної апроксимації; RMSEA – середньоквадратична похибка апроксимації; CI – довірчий інтервал; SRMR – стандартизований середньоквадратичний залишок; AIC – інформаційний критерій Акаїке; aBIC – скоригований на обсяг вибірки байєсівський інформаційний критерій. Усі значення χ^2 мають $p < .001$.

Discussion

The aim of the study was to assess the factor structure of subjective well-being, the components of which were measured using psychometrically validated diagnostic tools on a sample of young Ukrainians. Four alternative models were tested (3F-CFA, BF-CFA, 3F-ESEM, BF-ESEM). The analysis revealed that, from a psychometric perspective, all models fit the data well. Thus, the key task of the study was to select the best model

Дискусія

Мета дослідження полягала в тому, щоб оцінити факторну структуру суб'єктивного благополуччя, компоненти якого були виміряні психометрично обґрунтованим психодіагностичним інструментарієм на вибірці молодих українців. Було протестовано чотири альтернативні моделі (3Ф-КФА, БФ-КФА, 3Ф-ЕМСР, БФ-ЕМСР). У результаті аналізу встановлено, що з психометричної точки зору всі вони добре узгоджуються з даними. Тому ключове

that most accurately reflects the empirical data. To achieve this, we initially compared the structural models of 3F-CFA and 3F-ESEM to analyze the presence of construct-relevant psychometric multidimensionality, which was influenced by potential indicator error among the items of the questionnaires and the conceptual similarity between the components of subjective well-being. Subsequently, we compared BF-CFA and BF-ESEM to explore the psychometric multidimensionality related to the hierarchical structure of the construct.

The 3F-CFA and 3F-ESEM models demonstrated moderate correlations between the latent factors, which did not differ between the models. This indicates that the more complex structure of the 3F-ESEM did not lead to a more precise differentiation among the factors of subjective well-being. Such strength of association, and even stronger, has consistently been established by researchers in other studies where they measured the components of subjective well-being using the SWLS and SPANE questionnaires (Daniel-Gonzalez et al., 2020; Jovanović et al., 2020; Jovanović et al., 2024). The presence of a stable correlation indicates the existence of a general integral factor. However, in the examined models, it is not possible to simultaneously assess the general and specific effects on manifest indicators; they merely assume the presence of different components of subjective well-being without a common factor. Therefore, the next stage of the research involved analyzing the results of studying the structure of subjective well-being using a bifactor approach.

Both examined bifactor models of the structure of subjective well-being confirmed the existence of a common integral factor that accounts for nearly one-third of the total variance. The BF-ESEM model demonstrated the best fit to the data across all indices. The inclusion of cross-loadings among the items in this model led to a more accurate representation of the structure of subjective well-being. Our findings align with a growing body of research that convincingly demonstrates that subjective well-being should be viewed as a multidimensional model with a strong general integral factor (Busseri, 2018; Busseri & Quoidbach, 2022; Daniel-González et al., 2020;

завдання дослідження полягало в обранні найкращої моделі, що найбільш точно відповідає емпіричним даним. Для цього спочатку ми порівняли структурні моделі 3Ф-КФА та 3Ф-ЕМСР, щоб проаналізувати наявність конструктивно-релевантної психометричної багатовимірності, що зумовлена потенційною хибністю індикаторів пунктів опитувальників і наявністю концептуальної схожості між компонентами суб'єктивного благополуччя, а потім – БФ-КФА і БФ-ЕМСР, щоб дослідити психометричну багатовимірність, пов'язану з ієрархічною структурою конструкту.

Рішення 3Ф-КФА та 3Ф-ЕМСР продемонстрували помірну кореляцію між латентними факторами, що не відрізнялися між моделями. Тобто більш складна структура 3Ф-ЕМСР не призвела до більш чіткої диференціації між факторами суб'єктивного благополуччя. Таку силу зв'язку і навіть сильнішу між задоволеністю життям, позитивним і негативним афектами стабільно встановлено науковцями і в інших дослідженнях, у яких вони вимірювали компоненти суб'єктивного благополуччя за допомогою опитувальників SWLS та SPANE (Daniel-Gonzalez et al., 2020; Jovanović et al., 2020; Jovanović et al., 2024). Наявність стійкої кореляції вказує на існування загального інтегрального фактору. Проте в розглянутих моделях не можна одночасно оцінити загальний і специфічний вплив на маніфестні показники, вони просто припускають наявність різних компонентів суб'єктивного благополуччя без спільного фактору. Тому наступним етапом дослідження став аналіз результатів вивчення структури суб'єктивного благополуччя з використанням біфакторного підходу.

Обидві досліджені біфакторні моделі структури суб'єктивного благополуччя підтвердили існування спільного інтегрального фактору, що пояснює майже третину загальної дисперсії. Модель БФ-ЕМСР продемонструвала найкращу відповідність даним за всіма показниками. Урахування перехресних навантажень між пунктами опитувальників у цій моделі призвело до більш точного представлення структури суб'єктивного благополуччя. Отримані нами результати узгоджуються зі зростаючою кількістю досліджень, які переконливо демонструють, що суб'єктивне благополуччя необхідно розглядати як багатовимірну модель із сильним загальним інтегральним фактором (Busseri, 2018; Busseri, Quoidbach,

Kaufman et al., 2022). In our view, identifying the general factor of subjective well-being has the significant advantage of allowing researchers to examine its role as either a predictor variable or an outcome variable in structural equation modeling. It is important to note that we do not imply a composite assessment of subjective well-being, which has been critiqued for theoretical reasons (Jovanović, 2015; Chen et al., 2016), but rather an assessment of a latent variable that can be obtained through research utilizing structural equation modeling.

The examination of the invariance of subjective well-being by gender based on the BF-ESEM model revealed that it provides a good fit to the data, indicating that it can be applied with equal effectiveness in both male and female groups.

Limitations and Research Perspectives.

Our research is the first to examine competing structural models of subjective well-being within the cultural context of Ukraine, although it has certain limitations. First, we measured only overall life satisfaction; thus, future studies would benefit from investigating satisfaction across various domains of life (e.g., work, health, family) to assess the replicability of the results. Additionally, for the purpose of conceptual replication, future research could increase the number of indicators of positive and negative emotional experiences. Second, the sample consisted of students aged 18–25, which complicates the generalization of the results to individuals from other age groups, whose emotional experiences may differ. Third, we investigated only one source of measurement non-invariance – gender; future studies could focus on exploring other parameters, such as age, social, and economic factors.

Conclusions

The results of comparing competing structural models indicate that subjective well-being, assessed using the SWLS and SPANE scales, was best represented by the bifactor ESEM model. This model, featuring a general integral factor of subjective well-being and its three components (life satisfaction, positive affect, and negative affect), is promising for research utilizing structural equation modeling. Our findings

2022; Daniel-González et al., 2020; Kaufman et al., 2022). На наш погляд, виділення загального фактору суб'єктивного благополуччя має важливу перевагу, що полягає в можливості досліджувати його роль як змінну-предиктор або як змінну-результат у моделюванні структурними рівняннями. Зауважимо, що ми не маємо на увазі композитну оцінку суб'єктивного благополуччя, яку з теоретичних міркувань піддавали критиці (Jovanović, 2015; Chen et al., 2016), а оцінку латентної змінної, що може бути отримана в результаті досліджень із використанням моделювання структурними рівняннями.

Перевірка інваріантності суб'єктивного благополуччя за ознакою статі на основі моделі БФ-ЕМСР показала, що вона забезпечує хорошу відповідність даним, тобто її можна застосовувати з однаковою ефективністю як у групах чоловіків, так і жінок.

Обмеження та перспективи дослідження. Наше дослідження є першим, що вивчало конкуруючі структурні моделі суб'єктивного благополуччя в культурному контексті України, хоча й має певні обмеження. По-перше, ми вимірювали лише загальну задоволеність життям, тому в майбутніх дослідженнях доречно було б вивчати задоволеність у різних сферах життя (наприклад, робота, здоров'я, сім'я), щоб перевірити відтворюваність результатів. Також із метою концептуальної реплікації в подальших дослідженнях можна збільшити кількість показників позитивного та негативного емоційного досвіду. По-друге, вибірка досліджуваних складалася зі студентів віком 18–25 років, що ускладнює узагальнення результатів на осіб інших вікових груп, емоційні переживання яких можуть відрізнятися. По-третє, ми досліджували лише одне джерело неінваріантності вимірювання – стать, подальші дослідження можуть бути спрямовані на вивчення інших параметрів, наприклад, вікових, соціальних, економічних тощо.

Висновки

Результати порівняння конкуруючих структурних моделей свідчать, що суб'єктивне благополуччя, діагностоване за допомогою шкал SWLS і SPANE, найкраще представлене біфакторною моделлю ЕМСР. Ця модель із загальним інтегральним фактором суб'єктивного благополуччя та трьома його компонентами (задоволеністю життям, позитивним і негативним

regarding the structural conceptualization in a Ukrainian sample complement the results of other researchers from various countries and cultures. Measurement invariance demonstrates the psychometric equivalence of the construct for individuals of different genders.

References

- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397–438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). The Guilford Press. <https://lib.ugent.be/catalog/rug01:002199491>
- Busseri, M. A. (2018). Examining the structure of subjective well-being through meta-analysis of the associations among positive affect, negative affect, and life satisfaction. *Personality and Individual Differences*, 122, 68–71. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.10.003>
- Busseri, M. A., & Quoidbach, J. (2022). The structure of everyday happiness is best captured by a latent subjective well-being factor. *Journal of Research in Personality*, 96, 1–13. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2021.104177>
- Busseri, M. A., & Sadava, S. W. (2011). A review of the tripartite structure of subjective well-being: implications for conceptualization, operationalization, analysis, and synthesis. *Personality and social psychology review*, 15(3), 290–314. <https://doi.org/10.1177/1088868310391271>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Chen, F. F., Bai, L., Lee, J. M., & Jing, Y. (2016). Culture and the structure of affect: A bifactor modeling approach. *Journal of Happiness Studies: An Interdisciplinary Forum on Subjective Well-Being*, 17(5), 1801–1824. <https://doi.org/10.1007/s10902-015-9671-3>
- Daniel-González, L., de la Rubia, J. M., Valle de la

афектами) є перспективною для досліджень із використанням моделювання структурними рівняннями. Наші висновки щодо структурної концептуалізації на українській вибірці доповнюють результати інших дослідників із різних країн і культур. Інваріантність вимірювання свідчить про психометричну еквівалентність конструктору для осіб різної статі.

Список використаних джерел

- Asparouhov T., Muthén B. Exploratory Structural Equation Modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 2009. Vol. 16(3). P. 397–438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Brown T. A. *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). New York: Guilford Press. 2015. 462 p. <https://lib.ugent.be/catalog/rug01:002199491>
- Busseri M. A. Examining the structure of subjective well-being through meta-analysis of the associations among positive affect, negative affect, and life satisfaction. *Personality and Individual Differences*. 2018. Vol. 122. P. 68–71. URL: <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.10.003>
- Busseri M. A., Quoidbach J. The structure of everyday happiness is best captured by a latent subjective well-being factor. *Journal of Research in Personality*. 2022. Vol. 96. P. 1–13. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2021.104177>
- Busseri M. A., Sadava S. W. A review of the tripartite structure of subjective well-being: implications for conceptualization, operationalization, analysis, and synthesis. *Personality and Social Psychology Review*. 2011. Vol. 15(3). P. 290–314. <https://doi.org/10.1177/1088868310391271>
- Chen F. F., Bai L., Lee J. M., Jing Y. Culture and the structure of affect: A bifactor modeling approach. *Journal of Happiness Studies: An Interdisciplinary Forum on Subjective Well-Being*. 2016. Vol. 17(5). P. 1801–1824. <https://doi.org/10.1007/s10902-015-9671-3>
- Chen F. F. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 2007. Vol. 14(3). P. 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>

- O. A., & García-Cadena, C. H. (2020). Structure analysis of subjective well-being. *Salud Mental*, 43(3), 119–127. <https://doi.org/10.17711/SM.0185-3325.2020.017>
- De Beer, L. T., & Morin, A. J. S. (2022). (B) ESEM invariance syntax generator for Mplus. <https://doi.org/10.6084/m9.figshare.19360808>
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95(3), 542–575. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.95.3.542>
- Diener, E., & Biswas-Diener, R. (2008). *Happiness: Unlocking the Mysteries of Psychological Wealth*. Malden, MA: Wiley/Blackwell. <https://doi.org/10.1002/9781444305159>
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71–75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D.-w., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2010). New well-being measures: Short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research*, 97(2), 143–156. <https://doi.org/10.1007/s11205-009-9493-y>
- Dueber, D. (2025). BifactorIndicesCalculator: Bifactor Indices Calculator. R package version 0.2.2. <https://github.com/ddueber/bifactorindicescalculator>.
- Jennrich, R. I., & Bentler, P. M. (2011). Exploratory bi-factor analysis. *Psychometrika*, 76(4), 537–549. <https://doi.org/10.1007/s11336-011-9218-4>
- Jennrich, R. I., & Bentler, P. M. (2012). Exploratory bi-factor analysis: The oblique case. *Psychometrika*, 77(3), 442–454. <https://doi.org/10.1007/s11336-012-9269-1>
- Jovanović, V. (2015). A bifactor model of subjective well-being: A re-examination of the structure of subjective well-being. *Personality and Individual Differences*, 87, 45–49. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.07.026>
- Jovanović, V., Rudnev, M., Aryanto, C. B. et al. (2024). A Cross-Cultural Evaluation of Diener's Tripartite Model of Subjective Well-Being Across 16 Countries. *Journal of Happiness Studies*, 25(6), 1–25. <https://doi.org/10.1007/s10902-024-00781-4>
- Kaufman, V.A., Horton, C., Walsh, L.C., & Rodriguez, Daniel-González L., de la Rubia J. M., Valle de la O. A., García-Cadena C. H. Structure analysis of subjective well-being. *Salud Mental*. 2020. Vol. 43(3). P. 119–127. <https://doi.org/10.17711/SM.0185-3325.2020.017>
- De Beer L. T., Morin A. J. S. (B)ESEM invariance syntax generator for Mplus. 2022. <https://doi.org/10.6084/m9.figshare.19360808>
- Diener E. Subjective well-being. *Psychological Bulletin*. 1984. Vol. 95(3). P. 542–575. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.95.3.542>
- Diener E., Biswas-Diener R. *Happiness: Unlocking the Mysteries of Psychological Wealth*. Malden, MA: Wiley/Blackwell. 2008. 290 p. <http://lib.uhamka.ac.id/file?file=digital/54861-eBPsy-12150067.pdf>
- Diener E., Emmons R. A., Larsen R. J., Griffin S. The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*. 1985. Vol. 49(1). P. 71–75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Diener E., Wirtz D., Tov W., Kim-Prieto C., Choi D.-w., Oishi S., Biswas-Diener R. New well-being measures: Short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research*. 2010. Vol. 97(2). P. 143–156. <https://doi.org/10.1007/s11205-009-9493-y>
- Dueber D. BifactorIndicesCalculator: Bifactor Indices Calculator. R package version 0.2.2. 2025. <https://github.com/ddueber/bifactorindicescalculator>
- Jennrich R. I., Bentler P. M. Exploratory bi-factor analysis: The oblique case. *Psychometrika*. 2012. Vol. 77(3). P. 442–454. <https://doi.org/10.1007/s11336-012-9269-1>
- Jennrich R. I., Bentler P. M. Exploratory bi-factor analysis. *Psychometrika*. 2011. Vol. 76(4). P. 537–549. <https://doi.org/10.1007/s11336-011-9218-4>
- Jovanović V. A bifactor model of subjective well-being: A re-examination of the structure of subjective well-being. *Personality and Individual Differences*. 2015. Vol. 87. P. 45–49. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.07.026>
- Jovanović V., Rudnev M., Aryanto C. B. et al. A Cross-Cultural Evaluation of Diener's Tripartite Model of Subjective Well-Being Across 16 Countries. *Journal of Happiness Studies*. 2024. Vol. 25(6). P. 1–25. <https://doi.org/10.1007/s10902-024-00781-4>

- A. (2022). The Unity of Well-Being: An Inquiry into the Structure of Subjective Well-Being Using the Bifactor Model. *International Journal of Applied Positive Psychology*, 7, 461–486. <https://doi.org/10.1007/s41042-022-00077-z>
- Lapuente, L., Dominguez-Lara, S., Flores-Kanter, P. E., & Medrano, L. A. (2018). Estructura del bienestar subjetivo mediante análisis bifactor: ¿Unidimensional o multidimensional? [Subjective well-being, unidimensional or multidimensional? Bi-factor analysis in a sample of college students]. *Avaliação Psicológica*, 17(2), 252–259. <https://doi.org/10.15689/ap.2018.1702.14521.11>
- Lyubomirsky, S., King, L., & Diener, E. (2005). The Benefits of Frequent Positive Affect: Does Happiness Lead to Success? *Psychological Bulletin*, 131(6), 803–855. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.131.6.803>
- Maddux, J. E. (2018). Subjective well-being and life satisfaction: An introduction to conceptions, theories, and measures. In Maddux, J. E. (Ed.), *Subjective Well-Being and Life Satisfaction* (pp. 3–31). New York: Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781351231879-1>
- Mazerolle, M. J. (2023). *AICcmodavg: Model selection and multimodel inference based on (Q)AIC(c)*. R package version 2.3.3, <https://cran.r-project.org/package=AICcmodavg>.
- Millsap, R. E. (2012). *Statistical approaches to measurement invariance* Routledge/Taylor & Francis Group. <https://doi.org/10.4324/9780203821961>
- Morin, A. J. S., Arens, A. K., & Marsh, H. W. (2016). A Bifactor Exploratory Structural Equation Modeling Framework for the Identification of Distinct Sources of Construct-Relevant Psychometric Multidimensionality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(1), 116–139. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.961800>
- Morin, A. J. S. (2023). Exploratory structural equation modeling. In Hoyle R. H. (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (2nd ed., pp. 503–524). Guilford. <https://handbookofsem.com/>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2012). *Mplus User's Guide: Statistical Analysis Model of Subjective Well-Being Across 16 Countries*. *Journal of Happiness Studies*. 2024. Vol. 25(6). P. 1–25. <https://doi.org/10.1007/s10902-024-00781-4>
- Kaufman V. A., Horton C., Walsh L. C., Rodriguez A. The Unity of Well-Being: An Inquiry into the Structure of Subjective Well-Being Using the Bifactor Model. *International Journal of Applied Positive Psychology*. 2022. Vol. 7. P. 461–486. <https://doi.org/10.1007/s41042-022-00077-z>
- Lapuente L., Dominguez-Lara S., Flores-Kanter P. E., Medrano L. A. Estructura del bienestar subjetivo mediante análisis bifactor: ¿Unidimensional o multidimensional? *Revista Avaliação Psicológica*. 2018. Vol. 17(2). P. 252–259. <https://doi.org/10.15689/ap.2018.1702.14521.11>
- Lyubomirsky S., King L., Diener E. The Benefits of Frequent Positive Affect: Does Happiness Lead to Success? *Psychological Bulletin*. 2005. Vol. 131(6). P. 803–855. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.131.6.803>
- Maddux J. E. Subjective Well-Being and Life Satisfaction. *Subjective Well-Being and Life Satisfaction*. New York: Routledge. 2018. P. 3–31. <https://doi.org/10.4324/9781351231879-1>
- Mazerolle M. J. *AICcmodavg: Model selection and multimodel inference based on (Q)AIC(c)*. R package version 2.3.3. 2023. <https://cran.r-project.org/package=AICcmodavg>
- Millsap R.E. *Statistical Approaches to Measurement Invariance*. New York: Routledge. 2012. 368 p. <https://doi.org/10.4324/9780203821961>
- Morin A. J. S., Arens A. K., Marsh H. W. A Bifactor Exploratory Structural Equation Modeling Framework for the Identification of Distinct Sources of Construct-Relevant Psychometric Multidimensionality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 2016. Vol. 23(1). P. 116–139. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.961800>
- Morin A. J. S. Exploratory structural equation modeling. *Handbook of structural equation modeling*. New York: Guilford Press. 2023. P. 503–524. <https://handbookofsem.com/>

- with Latent Variables (7th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén. https://www.statmodel.com/download/usersguide/MplusUserGuideVer_7.pdf
- Myers, N. D., Martin, J. J., Ntoumanis, N., Celimli, S., & Bartholomew, K. J. (2014). Exploratory bifactor analysis in sport, exercise, and performance psychology: A substantive-methodological synergy. *Sport, Exercise, and Performance Psychology*, 3(4), 258–272. <https://doi.org/10.1037/spy0000015>
- Nye, C. D. (2023). Reviewer resources: Confirmatory factor analysis. *Organizational Research Methods*, 26(4), 608–628. <https://doi.org/10.1177/10944281221120541>
- Olefir, V. O., & Bosniuk, V. F. (2023). Adaptation of the Psychological Capital Questionnaire (PCQ-12S). *Insight: the psychological dimensions of society*, 9, 50–71. <https://doi.org/10.32999/KSU2663-970X/2023-9-4>
- Olefir, V. O., & Bosniuk, V. F. (2024). Ukrainian-language Adaptation of the Basic Psychological Need Satisfaction Scale. *Insight: the psychological dimensions of society*, 12, 18–43. <https://doi.org/10.32999/2663-970X/2024-12-2>
- Olefir, V., & Bosniuk, V. (2024). Adaptatsiia ukrainskomovnoi versii shkaly zadovolnosti zhyttiam E. Dinera [Adaptation of Ukrainian Version of the Satisfaction With Life Scale by E. Diner]. *Nauka i osvita – Science and Education*, 2, 64–72. <https://doi.org/10.24195/2414-4665-2024-2-9>
- Olefir, V., Bosniuk, V., & Malofeikina, K. (2021). Validyzatsiia i vymiriuvalna invariantnist ukrainskoi versii shkaly pozytyvnykh i nehatyvnykh perezhivan (SPANE) [Validation And Measurement Invariance Of The Ukrainian Version Of The Scale Of Positive And Negative Experiences (SPANE)]. *Visnyk Kharkivskoho natsionalnoho, universytetu imeni V. N. Karazina, seriia "Psykhohiia"– The Journal of V. N. Karazin Kharkiv National University. A Series of Psychology*, 71, 34–42. <https://doi.org/10.26565/2225-7756-2021-71-04>
- R Core Team (2022). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>
- Muthen L. K., Muthen B. O. Mplus User's Guide: Statistical Analysis with Latent Variables (7th ed.). Los Angeles, CA: Muthen & Muthen. 1998-2015. 870 p. https://www.statmodel.com/download/usersguide/MplusUserGuideVer_7.pdf
- Myers N. D., Martin J. J., Ntoumanis N., Celimli S., Bartholomew K. J. Exploratory bifactor analysis in sport, exercise, and performance psychology: A substantive-methodological synergy. *Sport, Exercise, and Performance Psychology*. 2014. Vol. 3(4). P. 258–272. <https://doi.org/10.1037/spy0000015>
- Nye C. D. Reviewer resources: Confirmatory factor analysis. *Organizational Research Methods*. 2023. Vol. 26(4). P. 608–628. <https://doi.org/10.1177/10944281221120541>
- Олефір В. О., Боснюк В. Ф. Адаптація шкали психологічного капіталу (ПсиКап-12С). *Інсайт: психологічні виміри суспільства*. 2023. №9. С. 50–71. <https://doi.org/10.32999/KSU2663-970X/2023-9-4>
- Олефір В. О., Боснюк В. Ф. Українськомовна адаптація шкали задоволеності базових психологічних потреб. *Інсайт: психологічні виміри суспільства*. 2024. № 12. С. 18–43. <https://doi.org/10.32999/2663-970X/2024-12-2>
- Олефір В. О., Боснюк В. Ф. Адаптація українськомовної версії шкали задоволеності життям Е. Дінера. *Наука і освіта*. 2024. № 2. С. 64–72 <https://doi.org/10.24195/2414-4665-2024-2-9>
- Олефір В. О., Боснюк В. Ф., Малофейкіна К. О. Валідизація і вимірювальна інваріантність української версії шкали позитивних і негативних переживань (SPANE). *Вісник Харківського національного, університету імені В. Н. Каразіна, серія "Психологія"*. 2021. № 71. С. 34–42. <https://doi.org/10.26565/2225-7756-2021-71-04>
- R Core Team. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>
- Reise S. P. The rediscovery of bifactor measurement

- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667–696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Reise, S. P., Bonifay, W., & Haviland, M. G. (2018). Bifactor modelling and the evaluation of scale scores. In Irwing, P., Booth, T., & Hughes, D. J. (Eds.), *The Wiley Handbook of Psychometric Testing* (pp. 675–707). <https://doi.org/10.1002/9781118489772.ch22>
- RStudio Team (2020). RStudio: Integrated Development for R. RStudio, PBC, Boston, MA. <http://www.rstudio.com/>
- Schmukle, S. C., Egloff, B., & Burns, L. R. (2002). The relationship between positive and negative affect in the Positive and Negative Affect Schedule. *Journal of Research in Personality*, 36(5), 463–475. [https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(02\)00007-7](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(02)00007-7)
- Suh, E. M., & Choi, S. (2018). Predictors of subjective well-being across cultures. In E. Diener, S. Oishi, & L. Tay (Eds.), *Handbook of well-being*. Salt Lake City, UT: DEF Publishers. <http://nobascholar.com>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2019). *Using Multivariate Statistics* (7th ed.). Pearson. <https://surl.li/asnvtw>
- Veenhoven, R. (2018). Subjective well-being in nations. In E. Diener, S. Oishi, & L. Tay (Eds.), *Handbook of well-being*. Salt Lake City, UT: DEF Publishers. <http://nobascholar.com>
- Wagenmakers, E.-J., & Farrell, S. (2004). AIC model selection using Akaike weights. *Psychonomic Bulletin & Review*, 11(1), 192–196. <https://doi.org/10.3758/BF03206482>
- models. *Multivariate Behavioral Research*. 2012. Vol. 47(5). P. 667–696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Reise S. P., Bonifay W., Haviland M. G. Bifactor modelling and the evaluation of scale scores. *The Wiley Handbook of Psychometric Testing*. Chichester, UK. 2018. P. 675–707. <https://doi.org/10.1002/9781118489772.ch22>
- RStudio Team. RStudio: Integrated Development for R. RStudio, PBC, Boston, MA. 2020. <http://www.rstudio.com/>
- Schmukle S.C., Egloff B., Burns L.R. The relationship between positive and negative affect in the Positive and Negative Affect Schedule. *Journal of Research in Personality*. 2002. Vol. 36(5). P. 463–475. [https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(02\)00007-7](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(02)00007-7)
- Suh E. M., Choi S. Predictors of subjective well-being across cultures. *Handbook of well-being* / ed. by E. Diener, S. Oishi, L. Tay. Salt Lake City. 2018. <http://nobascholar.com>
- Tabachnick B. G., Fidell L. S. Using Multivariate Statistics (7th ed.). New York: Pearson. 2019. 1024 p. <https://surl.li/asnvtw>
- Veenhoven R. Subjective well-being in nations. *Handbook of well-being* / ed. by E. Diener, S. Oishi, L. Tay. Salt Lake City. 2018. <http://nobascholar.com>
- Wagenmakers E.-J., Farrell S. AIC model selection using Akaike weights. *Psychonomic Bulletin & Review*. 2004. Vol. 11(1). P. 192–196. <https://doi.org/10.3758/BF03206482>