Volume 15 No. 2, Oktober 2026

Jurnal Penelitian & Pengukuran Psikologi

JPPP	Volume 15	Nomor 02	Hal. 83 – 195	ISSN 2337-4845

Diterbitkan Oleh
Fakultas Psikologi
Universitas Negeri Jakarta

SUSUNAN DEWAN REDAKSI PERIODE 2026
JURNAL PENELITIAN PENGUKURAN PSIKOLOGI

P-ISSN. 2337-4845
E-ISSN. 2620-7486

Penanggung jawab

Dekan Fakultas Psikologi, Universitas Negeri Jakarta

Editor in chief

Santi Yudhistira, M.Psi., Psikolog

Managing Editor

Karel Karsten Himawan, Ph.D., Psikolog
Gita Irianda Rizkyani Medellu, M.Psi., Psikolog
Rahmadianty Gazadinda, M.Sc.

Production Editor

Vinna Ramadhany Sy, M.Psi., Psikolog

Copy Editor

Adhissa Qonita, M.Psi., Psikolog
Dewi Fransiska Simajuntak M.Si
Kahfi Hizbullah, M.Psi, Psikolog

Reference Editor

Hermeilia Megawati, M.A.

Content Editor

Anggi Mayangsari, M.Psi., Psikolog

Layout Editor

Novitasari R. Damanik, M.Si.

SEKRETARIAT

Fakultas Psikologi
Jalan Rawamangun Muka
Kampus A Universitas Negeri Jakarta Gedung Dewi Sartika Lt. 7
Jakarta Timur 13220 ; Email: **jppp@unj.ac.id**

Jurnal Penelitian dan Pengukuran Psikologi

Jurnal yang terbit dua kali dalam satu tahun, pada bulan April dan Oktober, berisi tentang kajian dan hasil penelitian dan pengukuran di bidang psikologi.

Ketua Penyunting
Santi Yudhistira

Penyunting Pelaksana
Karel Karsten Himawan
Gita Irianda Rizkyani Medellu
Rahmadianty Gazadinda

Alamat Penyunting dan Tata Usaha: Program Studi Psikologi, Fakultas Psikologi, Universitas Negeri Jakarta, Jl. Halimun No.2 Kecamatan Setia Budi, Jakarta Selatan. Telp. (021) 4755115/ 29266297 Fax (021) 4897535. Email: santiyudhistira@unj.ac.id atau jppp@unj.ac.id

---

Jurnal Penelitian dan Pengukuran Psikologi diterbitkan oleh Fakultas Psikologi Universitas Negeri Jakarta. Terbit pertama kali pada bulan Oktober 2012.

Penyunting menerima tulisan yang belum pernah diterbitkan oleh media cetak lain. Naskah diketik dengan spasi 1 cm pada kertas ukuran A4 dengan panjang tulisan maksimal 10 Halaman. (Informasi detil dapat dilihat pada halaman akhir jurnal)

Daftar Isi

Nama	Judul Artikel	Halaman
Santi Yudhistira, Gita Irianda Rizkyani Medellu, Rahmadianty Gazadinda	*Understanding Cognitive Offloading in AI-Assisted Research*	83 – 87
Radhiza Trihananto Suryadanu, Sandra Handayani Sutanto	Keterlibatan Ayah dan Pembentukan Konsep Maskulinitas pada Remaja Laki-Laki di Jabodetabek	88 – 97
Irene Krisshinta Andree, Rocky Rocky	Membangun Kesejahteraan Subyektif di Era Digital: Peran *Social Capital* terhadap *Subjective Well-Being* pada Pengguna Instagram *Emerging Adulthood*	98 – 112
Medianta Tarigan, Fadillah,	Studi Validitas Konstruk Tes Rekomendasi Kesiapan Sekolah Dasar Indonesia (TRKSDI): Bukti Berdasarkan Struktur Internal	113 – 123
Syarah Aisyah Azzahra, Ajeng Namyra Putri, Desi Maria, Muhammad Fikran Satar, Aisyah Ajeng, Devi Wulandari, Christiany Suwartono	Adaptasi dan Uji Psikometri Alat Ukur *Digital Well Being*	124 – 136
Taurizka Maylanie Michelle Lio, Tri Muji Ingarianti, Silfiasari	Adaptasi Skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FORT) Versi Bahasa Indonesia	137 - 148
Husnul Latifah, Harri Santoso, Siti Hajar Sri Hidayati	Pengaruh *Self-Compassion* terhadap *Impostor Syndrome* pada Mahasiswa Penerima Beasiswa Bank Indonesia Universitas Syiah Kuala	149 - 156
Aida Fatonah Nursyamsiah, Nur Izzah Jamila, Stanike Marsella, Githa Nadia Erlita Putri, Ratih Aryani, Novi Yani, Faza Ardini, Andi Nirmala Syahidah Lukman, Christiany Suwartono	Adaptasi dan Uji Psikometri Alat Ukur *Coping Strategy Inventory Short-Form* (CSI-SF) Versi Indonesia pada Karyawan	157 – 171

Muhammad Khatami, Muhammad Nauval Nawwaf, Devie Yundianto, Lussy Dwiutami Wahyuni	Uji Psikometrik Inventori *Online Fear Of Missing Out* (ON-FOMO) Versi Bahasa Indonesia Berdasarkan Model Rasch	172 – 186
Tsaaniah Hasan, Zahra Yumna Tsabita Anwar, Nadya Alyaa, Chynta Maharani Mustopa	Adaptasi Alat Ukur *UCLA Loneliness Scale* Versi Bahasa Indonesia pada Mahasiswa	187 – 195

Jurnal Penelitian dan Pengukuran Psikologi
Volume 15, Nomor 02, Oktober 2026 http://doi.org/10.21009/JPPP.152.01

UNDERSTANDING COGNITIVE OFFLOADING IN AI-ASSISTED RESEARCH

Santi Yudhistira[1], Gita Irianda Rizkyani Medellu[1], Rahmadianty Gazadinda[1]
[1] Fakultas Psikologi, Universitas Negeri Jakarta, Jakarta, 13220, Indonesia

Email: santiyudhistira@unj.ac.id

p-ISSN: 2337-4845
e-ISSN: 2620-7486

Received	*Revised*	*Accepted*	*Published*
18 Oktober 2026	*20 Oktober 2026*	*21 Oktober 2026*	*30 Oktober 2026*

Abstract

The increasing use of Artificial Intelligence in academic settings has changed how academician manage cognitive demands when completing academic tasks. This article aims to explore the role of cognitive offloading in AI-assisted research, particularly its benefits and potential risks for cognitive engagement and critical thinking, from the existing literature. This article discusses the relationship between cognitive load and cognitive offloading, the use of GenAI assistants in academic activities, and their implications for learning and research performance. Previous studies suggest that GenAI tools can reduce cognitive demands, improve efficiency, and support academic writing and analytical tasks. However, excessive reliance on these tools may reduce independent thinking, limit critical evaluation, and weaken the development of cognitive skills. Conversely, other findings indicate that AI-assisted cognitive offloading can support critical thinking when users remain actively engaged in evaluating and developing their work. These contrasting findings suggest that the impact of cognitive offloading depends not only on the use of AI tools but also on how individuals engage with them. Therefore, balancing AI assistance with active cognitive engagement is essential to support learning and research productivity.

Keywords: Artificial Intelligence, cognitive loading, cognitive offloading, research

1. Cognitive Load and Cognitive Offloading

Cognitive load is the mental effort required to analyse and comprehend information, whether relevant or irrelevant. Intrinsic load stems from the complexity of the material's complexity, whereas external load stems from how information is presented (Khan & Suhluli, 2025). Cognitive load is understood through the Cognitive Load Theory (CLT), which examines how mental effort influences learning and performance (Khan & Suhluli, 2025). Research productivity, which encompasses efficiency, quality, creativity, completion rates and the speed at which an individual makes decisions, is significantly influenced by cognitive load, the total mental effort expended in working memory. High cognitive load can lead to errors and disruptions, thereby reducing the quality of work output, prolonging the time taken to complete tasks, and reducing processing efficiency [19,20]. Although an ideal level of cognitive load can enhance engagement (Eesee et al., 2024; de Bruin et al., 2025), it also limits cognitive flexibility, hence restricting creativity and innovation. Furthermore, a heavy load hinders task completion, particularly under time limits, and strains cognitive resources (Dong et al., 2020), thereby affecting decision-making speed and accuracy (Ball et al., 2023).

On the other hand, cognitive load serves a different function to cognitive offloading. Risko and Gilbert define cognitive offloading as the use of physical actions to alter the way information is processed in a task, thereby reducing cognitive demands. The theory of cognitive offloading suggests that individuals tend to delegate information storage and decision-making to external systems, thereby reducing their cognitive load but also risking a decline in mental capacity in the long term (Risko & Gilbert, 2016; Kulal, 2025). Cognitive offloading occurs when individuals delegate cognitive tasks to external aids, thereby reducing their engagement in deep and reflective thinking (Sparrow, 2011; Gerlich, 2025). This phenomenon is of particular concern in the context of critical thinking, which requires active cognitive engagement to analyse and evaluate information effectively (Gerlich, 2025).

According to Dawson, the term 'cognitive offload' refers to the use of externally sourced tools or strategies to reduce the mental effort required to complete complex tasks (Dawson, 2020; Hong et al., 2025). Cognitive offload

is a phenomenon whereby users tend to rely increasingly on external systems to perform tasks that typically involve active cognitive functions (Risko & Gilbert, 2016; Kulal, 2025)). On the one hand, cognitive offloading can significantly enhance productivity and the quality of writing by utilising various tools and techniques to manage cognitive load more effectively (Khan & Suhluli, 2025). On the other hand, however, this reliance may erode users' ability to engage in higher-order reasoning and reflection, particularly in academic and professional contexts over time (Sparrow, 2011; Gerlich, 2025). This can hinder the development and maintenance of critical cognitive skills, particularly if individuals become overly reliant on external aids (Gerlich, 2025).

Understanding both cognitive load and cognitive offloading is essential in educational settings, as they help explain how students. Those constructs help explain how students manage their effort in academic settings, particularly in completing academic tasks and how students' reliance on AI tools. Moreover, it reflects how their learning and cognitive skills are developed in academic settings.

2. Cognitive Offloading and Generative AI Assistants

Digital tools play a vital role in alleviating cognitive load, particularly when using generative artificial intelligence (GenAI) such as ChatGPT, Claude, Grammarly and other tools. GenAI systems such as ChatGPT, Jasper AI and Grammarly are rapidly transforming the way academic research is conducted. These technologies can simplify academics' work and boost their productivity by automating tasks such as writing, summarising and evaluating (Fernández Cerero et al., 2025; Khan & Suhluli, 2025). Grammar and spelling checker software helps researchers focus on content creation rather than mechanical errors. The reduction in cognitive load also includes the use of reference management tools such as Mendeley, Zotero or EndNote. Using these tools helps to organise and cite sources, thereby reducing the mental effort involved in managing bibliographic information. By automating the citation process, researchers can concentrate on constructing arguments and integrating evidence effectively (Khan & Suhluli, 2025).

However, alongside these benefits, there are growing concerns regarding the potential cognitive and social impacts of AI use in academia and research on human users, particularly in relation to critical thinking skills (Gerlich, 2025; Peng & Yeh, 2025). Given the benefits outlined, a key question arises: how does the increasing use of GenAI alter the cognitive and emotional demands of research work? Cognitive load, such as the mental effort required to absorb and integrate information and task fatigue and stress arising from performing the same tasks for prolonged periods or repeatedly are two key factors researchers must bear in mind when navigating complexity and maintaining their performance (Khan & Suhluli, 2025). This also raises the questio about when routine thinking tasks are delegated to external systems, can the results still be considered the work of the authors and the researchers involved? Given that they are no longer actively contributing their own thoughts, but merely critiquing. This marks a categorical shift from delegation via self-documentation, writing notes that still need to be coded, retrieved and then reintegrated by the individual towards delegation via machines, where the generative act itself is carried out by the system (Su et al., 2026).

3. Benefits and Potential Risks of Cognitive Offloading

AI assistants improve immediate collaborative performance, but it often comes at the cost of critical thinking and skill development (Crowston & Bolici, 2025; Macnamara et al., 2024; Natali et al., 2025; Ding et al., 2027; Peng & Yeh, 2025). The pervasive availability of AI assistants, which offer quick solutions and ready-made information, can discourage users from engaging in the cognitive processes essential for critical thinking (Gerlich, 2025). Research indicates that when AI systems carry the bulk of the cognitive load to maximize efficiency, they reduce the user's need for active cognitive engagement and reflection (Buçinca et al., 2021). This leads users to rely on heuristic shortcuts that impair their ability to critically evaluate AI-generated outputs, making them less likely to detect errors or hallucinations (De Jong et al., 2025; Zhai et al., 2024). A particularly consequential source of uncertainty is the tendency of generative AI to produce outputs that are fluent and confident in presentation yet factually incorrect, logically inconsistent, or contextually inappropriate, a phenomenon widely described as hallucinations (Gu et al., 2024; Lane, 2025; Misiejuk et al., 2026) . This phenomenon may be more severe for novices, who lack the robust mental schemas that experts use to monitor AI performance. While AI can compensate for a novice's lack of task-specific resources, it may simultaneously suppress the independent competence necessary for growth (Chen et al., 2024 11). (Misiejuk et al., 2026)

Lee et al. (2025) found that higher confidence in generative AI predicted less enacted critical thinking, whereas higher self-confidence in one's own ability predicted more. AI tools such as data analytics software and machine learning algorithms can enhance analytical capabilities by processing vast amounts of data and identifying patterns that might be difficult for humans to detect. For instance, AI-powered data visualisation tools can help users see trends and correlations in large datasets, thereby aiding analytical thinking. However, there is a risk that over-reliance on AI for analysis may undermine the development of human analytical skills. Individuals who depend

too heavily on AI to perform analytical tasks may become less proficient at engaging in deep, independent analysis. This reliance can lead to a superficial understanding of information and reduce the capacity for critical analysis(Gerlich, 2025)

Studies have shown that task difficulty (Walsh & Anderson, 2009), tool characteristics (Weis & Wiese, 2019), memory capabilities (Gilbert, 2015), individuals' perceptions of their ability (Gilbert et al., 2020), and cognitive offloading costs (Grinschgl, Papenmeier, et al., 2021) all influence whether people perform cognitive offloading. Individuals decide whether to offload cognition based on the difficulty of the task at hand (Peng & Yeh, 2025). Gilbert found that participants with poorer memory capabilities, less confidence in their overall performance, and less confidence in completing specific tasks were more likely to adopt cognitive offloading. These indicate that individuals would consider the difficulty of the tasks, evaluate their abilities and external resources, and then decide on their problem-solving strategies (Gilbert et al., 2020; Peng & Yeh, 2025)

Previous research demonstrates a significant negative correlation between the frequent use of AI tools and critical thinking abilities, mediated by the phenomenon of cognitive offloading. This suggests that while AI tools offer undeniable benefits in terms of efficiency and accessibility, they may inadvertently diminish users' engagement in deep, reflective thinking processes (Gerlich, 2025). The other results showed that although cognitive load and fatigue were expected to affect performance negatively, the manifestations were less pronounced than predicted, implying that scholars rely on resilience, engagement, and online solutions to mitigate mental pressure. Conversely, the effect of GenAI immersion was significantly negative, and excess dependence on tools, such as ChatGPT, was associated with less originality and critical thinking (Khan & Suhluli, 2025).

These results differ from those found in Hong et al (2025), when the tasks set were related to language and writing assessment. The results were highly positive, with pupils reporting an improvement in their critical thinking skills, particularly in writing English essays. This improvement was attributed to the capabilities of the AI platform, which not only helped pupils develop stronger arguments and support them with evidence in their essays, but also assisted them in finding relevant research papers. Consequently, the essays produced were more robust, ensuring that their arguments were well-supported by credible evidence. The platform also corrected grammatical errors and suggested modifications to sentence structure, thereby improving the overall quality and readability of their essays. Overall, this finding suggest that AI-assisted cognitive offloading does not necessarily undermine critical thinking, but may instead support cognitive engagement and learning when AI tools are used to reduce cognitive efforts while allowing students to remain involved in the academic activities.

Artificial Intelligence's Usage Declaration

The authors used artificial intelligence (ChatGPT and DeepL) to assist with language refinement and proof-reading, during the drafting of this manuscript. All initial drafts were written by the authors, while artificial intelligence was used solely as a language aid. All content produced has been carefully reviewed, revised, and verified by the authors. The authors take full responsibility for the accuracy, completeness, and authenticity of the final manuscript.

Authors' Contributions

The first author (SY) was responsible for the study conceptualization, methodology development, data collection, data analysis and writing the original manuscript draft. The second author (GIRM) contributed to methodology development. The third author (RG) provided critical review and editing the article. All authors have read and approved the final version of the manuscript and take responsibility for its academic integrity.

Funding Statement

This study was self-funded by the authors and received no external funding from any institutions.

Conflict of Interest Declaration

All authors declared no conflicts of interest related to the study and publication for this article.

5. Referensi

Ball, S., Katz, B., Li, F., & Smith, A. (2023). The effect of cognitive load on economic decision-making: A replication attempt. Journal of Economic Behavior & Organization, 210, 226–242. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2023.03.018

Buçinca, Z., Malaya, M. B., & Gajos, K. Z. (2021). To trust or to think: Cognitive forcing functions can reduce overreliance on AI in AI-assisted decision-making. *Proceedings of the ACM on Human-Computer Interaction, 5*(CSCW1), Article 188. https://doi.org/10.1145/3449287

Crowston, K., & Bolici, F. (2025). Deskilling and upskilling with AI systems. *Information Research an International Electronic Journal, 30*(iConf), 1009–1023. https://doi.org/10.47989/ir30iConf47143

Dawson, P. (2020). Cognitive offloading and assessment. In M. Bearman, P. Dawson, R. Ajjawi, J. Tai, & D. Boud (Eds.), Re-imagining university assessment in a digital world (pp. 37–48). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-030-41956-1_4

de Bruin, A. B. H., Janssen, E. M., Waldeyer, J., & Stebner, F. (2025). Cognitive load and challenges in self-regulation: An introduction and reflection on the topical collection. Educational Psychology Review, 37, Article 65. https://doi.org/10.1007/s10648-025-10042-2

De Jong, S., Paananen, V., Tag, B., & Van Berkel, N. (2025). Cognitive forcing for better decision-making: Reducing overreliance on AI systems through partial explanations. *In Proceedings of the ACM on Human-Computer Interaction, Article CSCW048*. https://doi.org/10.1145/3710946

Ding, H., Shen, Y., Chen, J., & Wang, P. (2027). More vs. less cognitive offloading from ai assistants: impacts on novices' collaborative performance and skill development. *Information Processing and Management*, *64*(1). https://doi.org/10.1016/j.ipm.2026.105046

Dong, A., Jong, M. S. Y., & King, R. B. (2020). How does prior knowledge influence learning engagement? The mediating roles of cognitive load and help-seeking. Frontiers in Psychology, 11, Article 591203. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.591203

Eesee, A. K., Jaskó, S., Eigner, G., Abonyi, J., & Ruppert, T. (2024). Extension of HAAS for the management of cognitive load. IEEE Access, 12, 16559–16572. https://doi.org/10.1109/ACCESS.2024.3359902

Fernández Cerero, J., Montenegro Rueda, M., Román Graván, P., & Fernández Batanero, J. M. (2025). ChatGPT as a digital tool in the transformation of digital teaching competence: A systematic review. Technologies, 13(5), Article 205. https://doi.org/10.3390/technologies13050205

Gerlich, M. (2025). AI Tools in Society: Impacts on Cognitive Offloading and the Future of Critical Thinking. *Societies*, *15*(1). https://doi.org/10.3390/soc15010006

Gilbert, S. J., Bird, A., Carpenter, J. M., Fleming, S. M., Sachdeva, C., & Tsai, P.-C. (2020). Optimal use of reminders: Metacognition, effort, and cognitive offloading. *Journal of Experimental Psychology: General, 149*(3), 501–517. https://doi.org/10.1037/xge0000652

Gilbert, S. J. (2015). Strategic offloading of delayed intentions into the external environment. *Quarterly Journal of Experimental Psychology, 68*(5), 971–992. https://doi.org/10.1080/17470218.2014.972963

Grinschgl, S., Papenmeier, F., & Meyerhoff, H. S. (2021). Consequences of cognitive offloading: Boosting performance but diminishing memory. *Quarterly Journal of Experimental Psychology, 74*(9), 1477–1496. https://doi.org/10.1177/17470218211008060

Gu, C., Zhang, W., Huang, Z., Kou, J., Liu, Z., Zhao, C., Liu, C., Zhang, L., Lin, W., Wang, Z., et al. (2024). LENS: Layers of evaluation of hallucination in genai systems. In 2024 7th International Conference on Universal Village (pp. 1–85). IEEE, http://dx.doi.org/10.1109/UV63228.2024.11189150.

Hong, H., Vate-U-lan, P., & Viriyavejakul, C. (2025). Perceptions of the generative AI-enabled cognitive offload instruction in English writing. *International Journal of Evaluation and Research in Education*, *14*(3), 1761–1769. https://doi.org/10.11591/ijere.v14i3.33138

Khan, S. M. F. A., & Suhluli, S. (2025). Generative AI and Cognitive Challenges in Research: Balancing Cognitive Load, Fatigue, and Human Resilience. *Technologies*, *13*(11). https://doi.org/10.3390/technologies13110486

Kulal, A. (2025). Cognitive Risks of AI: Literacy, Trust, and Critical Thinking. *Journal of Computer Information Systems*. https://doi.org/10.1080/08874417.2025.2582050

Lane, R. (2025). Mitigating generative AI hallucinations in geographical education. International Research in Geographical and Environmental Education, 1–17. http://dx.doi.org/10.1080/10382046.2025.2555185.

Lee, H.-P., Sarkar, A., Tankelevitch, L., Drosos, I., Rintel, S., Banks, R., & Wilson, N. (2025). The impact of generative AI on critical thinking: Self-reported reductions in cognitive effort and confidence effects from a survey of knowledge workers. In *Proceedings of the 2025 CHI Conference on Human Factors in Computing Systems (CHI '25)*. Association for Computing Machinery. https://doi.org/10.1145/3706598.3713778

Macnamara, B. N., Berber, I., Çavus¸o˘glu, M. C., Krupinski, E. A., Nallapareddy, N., Nelson, N. E., Smith, P. J., Wilson-Delfosse, A. L., & Ray, S. (2024). Does using artificial intelligence assistance accelerate skill decay and hinder skill development without performers' awareness? Cognitive Research: Principles and Implications, 9(1), 46. https://doi.org/10.1186/s41235-024-00572-8

Misiejuk, K., López-Pernas, S., Kaliisa, R., & Saqr, M. (2026). Cognitive offloading in student–AI collaboration: A longitudinal analysis of prompting strategies. *Computers in Human Behavior Reports*, *22*. https://doi.org/10.1016/j.chbr.2026.101130

Natali, C., Marconi, L., Dias Duran, L. D., & Cabitza, F. (2025). AI-induced deskilling in medicine: A mixed-method review and research agenda for healthcare and beyond. *Artificial Intelligence Review, 58*(11), 356. https://doi.org/10.1007/s10462-025-11352-1

Peng, J. L., & Yeh, S. L. (2025). Cognitive Offloading in Short-Term Memory Tasks: Trust Toward Tools as a Moderator. *International Journal of Human-Computer Interaction*, *41*(21), 13382–13393. https://doi.org/10.1080/10447318.2025.2474449

Risko, E. F., & Gilbert, S. J. (2016). Cognitive offloading. *Trends in Cognitive Sciences, 20*(9), 676-688. https://doi.org/10.1016/j.tics.2016.07.002

Sparrow, B., Liu, J., & Wegner, D. M. (2011). Google effects on memory: Cognitive consequences of having information at our fingertips. Science, 333(6043), 776–778. https://doi.org/10.1126/science.1207745

Su, J., Wang, Z., Qiang, Z., & Wang, Z. (2026). Is It Mine or Not Mine? Cognitive Offloading to Generative AI and Concern over the Erosion of Cognitive Ownership. *Journal of Intelligence*, *14*(8). https://doi.org/10.3390/jintelligence14080182

Walsh, M. M., & Anderson, J. R. (2009). The strategic nature of changing your mind. *Cognitive Psychology, 58*(3), 416–440. https://doi.org/10.1016/j.cogpsych.2008.09.003

Weis, P. P., & Wiese, E. (2019). Using tools to help us think: Actual but also believed reliability modulates cognitive offloading. *Human Factors, 61*(2), 243–254. https://doi.org/10.1177/0018720818797553

Zhai, C., Wibowo, S., & Li, L. D. (2024). The effects of over-reliance on AI dialogue systems on students' cognitive abilities: a systematic review. *Smart learning environments, 11*(1), 28. https://doi.org/10.1186/s40561-024-00316-7

Jurnal Penelitian dan Pengukuran Psikologi
Volume 15, Nomor 02, Oktober 2026 http://doi.org/10.21009/JPPP.152.02

KETERLIBATAN AYAH DAN PEMBENTUKAN KONSEP MASKULINITAS PADA REMAJA LAKI-LAKI DI JABODETABEK

FATHER INVOLVEMENT AND THE FORMATION OF MASCULINITY CONCEPTS AMONG ADOLESCENT BOYS IN THE GREATER JAKARTA AREA

Radhiza Trihananto Suryadanu, Sandra Handayani Sutanto*
Prodi Psikologi, Fakultas Psikologi, Universitas Pelita Harapan, Tangerang, Indonesia

Email: Sandra.sutanto@uph.edu

p-ISSN: 2337-4845
e-ISSN: 2620-7486

CC BY NC SA

Received	*Revised*	*Accepted*	*Published*
12 Februari 2026	*24 April 2026*	*21 Oktober 2026*	*30 Oktober 2026*

Abstract

This study aimed to examine the relationship between father involvement and the formation of masculinity concepts among male adolescents in Greater Jakarta. The study was motivated by the increasing prevalence of fatherlessness and the low level of father involvement in urban families in Indonesia. Using a quantitative, non-experimental, cross-sectional design, this study involved 475 male adolescents aged 15–20 years. Father involvement was measured using the Father Involvement Scale, while masculinity was assessed using the Male Role Norms Scale. The results of Spearman's rho analysis indicated a significant positive relationship between father involvement and the formation of masculinity concepts ($r = .187$, $p < .001$), although the strength of the relationship was weak. At the dimensional level, engagement ($r = .203$, $p < .001$), accessibility ($r = .113$, $p = .013$), and responsibility ($r = .144$, $p = .002$) were also significantly and positively associated with masculinity concepts. These findings highlight the importance of father involvement in shaping male adolescents' masculinity concepts, particularly within the context of urban families. Practically, the findings may serve as a basis for developing parenting education programs that support fathers in guiding adolescents toward a more reflective and adaptive understanding of masculinity.

Keywords: *adolescent boys, father involvement, masculinity*

Abstrak

Penelitian ini bertujuan menguji hubungan antara keterlibatan ayah dan pembentukan konsep maskulinitas pada remaja laki-laki di Jabodetabek. Penelitian ini dilatarbelakangi oleh meningkatnya fenomena fatherless serta rendahnya keterlibatan ayah dalam keluarga urban di Indonesia. Penelitian kuantitatif dengan desain non-eksperimental cross-sectional ini melibatkan 475 remaja laki-laki berusia 15–20 tahun. Keterlibatan ayah diukur menggunakan *Father Involvement Scale*, sedangkan maskulinitas diukur menggunakan *Male Role Norms Scale*. Hasil analisis *Spearman's rho* menunjukkan adanya hubungan positif yang signifikan antara keterlibatan ayah dan pembentukan konsep maskulinitas ($r = .187$, $p < .001$), meskipun kekuatan hubungannya tergolong lemah. Pada tingkat dimensi, *engagement* ($r = .203$, $p < .001$), *accessibility* ($r = .113$, $p = .013$), dan *responsibility* ($r = .144$, $p = .002$) juga menunjukkan hubungan positif yang signifikan dengan konsep maskulinitas. Temuan ini menegaskan bahwa keterlibatan ayah tetap berperan penting dalam pembentukan konsep maskulinitas remaja laki-laki di konteks urban. Secara praktis, hasil penelitian ini dapat menjadi dasar bagi pengembangan edukasi pengasuhan yang membantu ayah mendampingi remaja dalam membangun pemahaman maskulinitas yang lebih reflektif dan adaptif.

Kata Kunci: *keterlibatan ayah; maskulinitas; remaja laki-laki*

1. Pendahuluan

Di Indonesia, isu mengenai rendahnya keterlibatan ayah semakin mendapat perhatian karena sebagian remaja laki-laki menjalani masa tumbuh kembang dengan keterlibatan ayah yang terbatas, baik akibat perceraian, tuntutan pekerjaan, maupun faktor sosial lainnya (CNN Indonesia, 2021). Gambaran ini diperkuat oleh temuan survei yang menyatakan hanya sebagian kecil ayah yang benar-benar terlibat aktif dalam pengasuhan (Pertiwi, 2018), serta laporan yang menunjukkan proporsi anak yang bertumbuh tanpa figur ayah dalam keseharian masih bermakna (United Nations Children's Fund, 2021). Rendahnya keterlibatan ayah tidak hanya berkaitan dengan "ketiadaan fisik", tetapi juga dapat berbentuk ketidaktersediaan emosional dan minimnya interaksi berkualitas (Sutanto & Suwartono, 2019). Pada situasi seperti ini, remaja laki-laki berpotensi kehilangan salah satu sumber utama dukungan, arahan, dan model peran di rumah, sehingga proses belajar sosial—termasuk pembentukan cara memaknai "menjadi laki-laki" lebih mudah terdorong keluar keluarga dan bergantung pada kelompok sebaya atau media sosial yang tidak selalu memberikan contoh maskulinitas yang adaptif (Ju et al., 2015).

Dalam konteks sosial Indonesia, sejumlah indikator *problem* perilaku remaja dapat dipahami sebagai tanda kerentanan fase 15–20 tahun dalam mengelola emosi, norma kelompok, dan pencarian identitas. Data mengenai anak berhadapan dengan hukum memperlihatkan dominasi kasus pada kelompok usia remaja akhir hingga dewasa awal (Badan Pusat Statistik, 2024). Di wilayah perkotaan, fenomena tawuran yang berulang juga tercatat dalam berbagai laporan, termasuk di area Jabodetabek (CNN Indonesia, 2025; Ramadhan, 2025; Tempo, 2025). Selain itu, balap liar menjadi bentuk perilaku berisiko yang juga melibatkan remaja usia sekolah hingga awal dewasa, sebagaimana diberitakan pada beberapa kejadian penertiban (Noviansah, 2024; Ramadhan, 2025; TB News, 2024) Bahkan, ekspresi kolektif di ruang publik yang pada awalnya merupakan partisipasi sosial dapat bergeser menjadi tindakan destruktif dalam situasi tertentu, sebagaimana diberitakan terkait beberapa aksi demonstrasi yang berkembang menjadi kericuhan (Bestari, 2025; CNN Indonesia, 2025; Izan, 2025; Reuters, 2025; Tirto.id, 2025). Fenomena tersebut menggambarkan pentingnya keterlibatan ayah pada perkembangan remaja.

Urgensi isu ini semakin nyata ketika fokus diarahkan pada proses perkembangan fase remaja, khususnya rentang usia 15–20 tahun. Masa remaja hingga transisi menuju dewasa awal merupakan periode krusial dalam pembentukan identitas, ketika individu berupaya menyatukan nilai, peran, dan harapan sosial-budaya ke dalam konsep diri yang lebih stabil (Santrock, 2019). Pada usia 15–20 tahun, remaja laki-laki mulai menghadapi tuntutan sosial yang meningkat dari tugas akademik, relasi pertemanan dan hubungan romantis, hingga keterlibatan yang lebih luas di ruang publik (Nurmawati et al., 2025). Dalam konteks ini, keluarga tetap menjadi arena penting yang menyediakan rasa aman emosional sekaligus "kompas" nilai (Partasari et al., 2017). Ketika figur ayah tidak hadir atau kurang terlibat, remaja lebih rentan mencari pegangan identitas dari luar, sehingga arah pembentukan identitas gender dan ekspresi maskulinitas dapat lebih dipengaruhi oleh norma kelompok sebaya maupun narasi digital yang beragam.

Maskulinitas sendiri dipahami sebagai konstruksi sosial yang merujuk pada karakteristik, perilaku, dan norma yang diasosiasikan dengan laki-laki dalam suatu masyarakat (Connell & Messerschmidt, 2005). Sebagai konstruksi sosial, maskulinitas tidak tunggal dan tidak statis, ia berkembang seiring pengalaman relasional, lingkungan budaya, dan proses sosialisasi sejak usia dini (Zielke et al., 2023). Dari perspektif perkembangan, fondasi identitas gender mulai muncul ketika anak mengenali dan menginternalisasi kategori gender, lalu mengamati serta meniru figur signifikan untuk memahami perilaku yang dianggap "sesuai" (Kohlberg, 1966; Lebeau, 2026; Petts et al., 2018). Memasuki remaja, pencarian makna "siapa saya" dan "peran apa yang harus saya jalani" menjadi semakin menonjol. Remaja berada pada fase *identity versus role confusion*, yaitu fase ketika individu mengintegrasikan berbagai peran sosial dan ekspektasi budaya ke dalam identitas diri (Erikson, 1968; Santrock, 2014). Pada remaja laki-laki, proses ini mencakup pemaknaan tentang apa artinya menjadi laki-laki bukan hanya sebagai perilaku yang tampak, tetapi sebagai bagian dari konsep diri dan identitas psikososial. Banyak ilmuwan juga menekankan bahwa pemaknaan maskulinitas cenderung mencapai bentuk yang lebih matang pada akhir masa remaja hingga awal dewasa, ketika kapasitas refleksi kognitif-emosional semakin kuat untuk menegosiasikan norma sosial yang diterima (Pleck, 1995; Santrock, 2019).

Dalam kerangka norma sosial, maskulinitas tradisional sering dipetakan melalui beberapa tuntutan utama: dorongan untuk meraih status/pencapaian (*male status*), tuntutan ketangguhan (*toughness*), serta penolakan terhadap karakteristik yang diasosiasikan dengan feminitas (*anti-femininity*) (Thompson & Pleck, 1986; Lok & Law, 2025). Pada sebagian remaja, internalisasi norma yang kaku dapat membatasi fleksibilitas emosional, misalnya menganggap ekspresi sedih atau takut sebagai kelemahan dan dapat mendorong pembuktian diri melalui dominasi atau agresi. Dalam diskursus yang lebih kontemporer, penyederhanaan maskulinitas menjadi pola yang ekstrem dan destruktif sering dibahas sebagai *toxic masculinity*, yakni ketika "kejantanan" diukur sempit melalui kontrol, dominasi, dan penekanan emosi (Ramadhan et al., 2023). Maskulinitas tidak identik dengan "*toxic masculinity*", melainkan juga dapat berkembang dalam bentuk yang sehat, fleksibel, dan adaptif, yang tercermin melalui empati, keterbukaan emosi, serta keterlibatan dalam relasi dan pengasuhan (Bilquis &

Hidayat, 2020). Pertanyaannya kemudian bukan apakah remaja "maskulin atau tidak", melainkan maskulinitas seperti apa yang terbentuk, dalam konteks relasi dan sosialisasi yang mereka alami.

Di titik inilah keterlibatan ayah menjadi variabel yang penting untuk dipahami secara lebih spesifik. Keterlibatan ayah dalam pengasuhan merujuk pada peran aktif ayah dalam kehidupan anak yang mencakup interaksi langsung, ketersediaan emosional, serta tanggung jawab terhadap kesejahteraan dan perkembangan anak (Lamb, 2000). Keterlibatan ini tidak cukup diukur dari kehadiran fisik, melainkan kualitas relasi ayah–anak yang terbangun melalui partisipasi dalam aktivitas sehari-hari, aksesibilitas emosional, dan keterlibatan dalam pengambilan keputusan terkait kebutuhan anak (Lamb, 1987; Lamb, Pleck, Charnov & Levine, 2017). Dalam masa remaja, keterlibatan ayah berpotensi menjadi sumber pembelajaran sosial-emosional yang membantu remaja laki-laki memahami peran gender, mengembangkan regulasi emosi, serta memaknai maskulinitas secara lebih adaptif (Amin et al., 2018; Connell & Messerschmidt, 2005; Santrock, 2019). Ayah yang terlibat dapat menjadi model peran yang menormalisasi ekspresi emosi sehat dan menyeimbangkan norma tradisional yang kaku, sementara keterlibatan yang rendah dapat membuat remaja lebih mengandalkan rujukan eksternal yang belum tentu konstruktif (Wijaya, 2017). Dalam masyarakat yang masih kental dengan nuansa patriarki, maskulinitas kerap diidentikkan dengan dominasi, kemandirian, dan kekuatan fisik (Panjaitan & Damaiyanti, 2025), sehingga peran ayah dalam "mengajarkan" maskulinitas yang sehat melalui berbagai teladan dalam berbagai peran menjadi semakin relevan.

Penelitian ini berfokus pada konteks Jabodetabek karena karakteristik wilayah urban yang dapat memengaruhi pola pengasuhan dan pengalaman remaja. Wilayah perkotaan dengan mobilitas tinggi dan tekanan ekonomi berpotensi membatasi keterlibatan ayah dalam pengasuhan sehari-hari (Badan Pusat Statistik, 2024). Pada saat yang sama, remaja di Jabodetabek hidup dalam lingkungan sosial yang padat, dinamis, dan terbiasa menggunakan media digital yang dapat memperluas sumber belajar maskulinitas di luar keluarga (Purboningsih et al., 2023). Oleh karena itu, memahami keterkaitan antara keterlibatan ayah dan konsep maskulinitas pada remaja laki-laki pada konteks urban menjadi penting bukan untuk menyalahkan keluarga, tetapi untuk memetakan faktor relasional yang berpotensi protektif atau berisiko dalam pembentukan identitas gender.

Sejauh ini, penelitian terdahulu menunjukkan bahwa anak laki-laki dengan ayah yang terlibat dalam pengasuhan ayah yang aktif cenderung memiliki konsep maskulinitas yang lebih positif dibandingkan dengan mereka yang tumbuh tanpa keterlibatan ayah (Wedhayanti, 2024). Namun, studi-studi terdahulu masih lebih menekankan pengasuhan secara umum dan belum spesifik memfokuskan pada fase remaja akhir hingga transisi dewasa awal, padahal usia 15–20 tahun merupakan periode kritis ketika identitas gender terbentuk dan semakin menguat, sementara remaja juga makin terekspos pada tekanan sosial, tuntutan peran gender, dan pengaruh lingkungan di luar keluarga (Erikson, 1968; Pleck, 1995; Santrock, 2019). Urgensi penelitian ini semakin kuat dalam konteks perkotaan Indonesia, khususnya Jabodetabek, yang ditandai oleh mobilitas tinggi, keterbatasan waktu interaksi keluarga, sosial budaya yang heterogen, dan tingginya paparan media digital. Dalam konteks demikian, ayah tidak lagi menjadi sumber rujukan tunggal dalam pembentukan maskulinitas, karena remaja juga belajar dari kelompok sebaya dan media sosial. Oleh karena itu, penelitian ini diperlukan untuk mengkaji keterlibatan ayah dikaitkan dengan pembentukan konsep maskulinitas pada remaja laki-laki usia 15–20 tahun di Jabodetabek. Temuan penelitian ini diharapkan dapat memperjelas aspek keterlibatan ayah serta menjadi dasar bagi pengembangan intervensi pengasuhan dan edukasi maskulinitas yang sehat bagi remaja di wilayah urban.Namun, kajian tersebut masih lebih menekankan pengasuhan secara umum dan belum secara spesifik mendalami fase remaja akhir hingga transisi dewasa awal, padahal rentang usia 15–20 tahun merupakan periode kritis ketika identitas gender menguat sekaligus lebih rentan terhadap tekanan sosial dan pengaruh lingkungan yang lebih luas (Erikson, 1968; Pleck, 1995; Santrock, 2019). Dengan demikian, diperlukan penelitian yang lebih terarah untuk mengeksplorasi bagaimana keterlibatan ayah berkontribusi terhadap pembentukan konsep maskulinitas pada remaja laki-laki usia 15–20 tahun dalam konteks urban Jabodetabek, serta bagaimana pengaruh keterlibatan ayah berinteraksi dengan sumber sosialisasi lain seperti kelompok sebaya dan media sosial. Penelitian ini menjadi urgen karena dapat memperjelas dimensi keterlibatan ayah yang paling bermakna bagi remaja laki-laki dan memberikan dasar pemahaman yang lebih kuat untuk merancang dukungan pengasuhan serta program penguatan identitas maskulinitas yang sehat pada remaja di wilayah perkotaan

2. Metode Penelitian

Partisipan

Partisipan dalam penelitian ini adalah remaja laki-laki berusia 15–20 tahun yang berdomisili di wilayah Jabodetabek. Usia tersebut dipilih karena berada pada tahap perkembangan identitas diri dan gender, di mana pengaruh orang tua, khususnya ayah, sangat penting (Erikson, 1968). Wilayah Jabodetabek dipilih karena memiliki tingkat urbanisasi, mobilitas tinggi dan ritme hidup yang cepat sehingga menjadi contoh dari kehidupan urban (Badan Pusat Statistik, 2024), yang membuat remaja lebih rentan terhadap ketidakhadiran ayah dalam

pengasuhan (United Nations Children's Fund, 2021).

Kriteria inklusi dalam penelitian ini adalah remaja laki-laki yang memiliki atau pernah memiliki keterhubungan langsung dengan ayah kandung, baik tinggal serumah maupun memiliki akses untuk berinteraksi secara langsung. Hal ini penting agar partisipan dapat memberikan penilaian yang relevan terhadap tingkat keterlibatan ayah mereka. Teknik pengambilan sampel menggunakan *convenience sampling*.

Jumlah minimal untuk sampel partisipan penelitian ini berdasarkan *G*Power* adalah sebanyak 89 partisipan. Besarnya ukuran sampel minimal dihitung melalui aplikasi *G*Power* untuk uji regresi linier berdasarkan 1 jumlah prediktor, *effect size medium* ($f^2 = 0.15$), α *error probability* 0.05, dan *power* 0.95 (1-β *error probability*).

Desain Penelitian

Penelitian ini menggunakan metode penelitian kuantitatif dengan desain penelitian non-eksperimental *cross-sectional*. Metode penelitian kuantitatif digunakan karena hasil pengukuran variabel pada penelitian ini berupa skor angka yang kemudian dianalisis menggunakan prosedur statistik untuk diinterpretasi. Sedangkan desain penelitian non-eksperimental *cross-sectional* digunakan karena penelitian ini mengambil data pada satu waktu yang sama untuk dibandingkan (Gravetter & Forzano, 2018).

Prosedur

Tahap awal dalam pelaksanaan penelitian ini dimulai dengan terlebih dahulu mengidentifikasi fenomena yang menjadi fokus kajian melalui observasi awal terhadap kondisi yang relevan. Langkah ini kemudian dilanjutkan dengan melakukan kajian literatur secara mendalam untuk memperoleh pemahaman teoritis terkait fenomena tersebut. Berdasarkan hasil kajian tersebut, peneliti menetapkan dua variabel utama yang diteliti serta memilih instrumen yang sesuai untuk mengukur masing-masing variabel. Mengingat instrumen yang digunakan merupakan skala dari luar negeri, peneliti perlu melakukan proses adaptasi agar sesuai dengan konteks budaya dan populasi penelitian. Proses adaptasi diawali dengan menghubungi penulis asli untuk meminta izin penggunaan alat ukur. Selanjutnya, peneliti meninjau reliabilitas instrumen asli untuk memastikan bahwa alat ukur tersebut memenuhi standar psikometrik yang memadai. Setelah itu, setiap aitem dikontekstualisasikan dengan setting penelitian agar redaksinya lebih sesuai dengan karakteristik responden, tanpa mengubah makna konseptual konstruk yang diukur. Setelah proses adaptasi selesai, instrumen diuji cobakan untuk menilai validitas dan reliabilitasnya sebelum digunakan dalam pengambilan data utama.

Instrumen

Penelitian ini menggunakan dua instrumen untuk mengukur masing-masing variabel. *Male Role Norms Scale* (MRNS) yang dikembangkan oleh Thompson & Pleck (1986). MRNS dirancang untuk menilai sejauh mana individu menginternalisasi norma-norma peran laki-laki tradisional yang berlaku secara sosial dan budaya. Skala ini terdiri atas 26 item yang terbagi ke dalam tiga dimensi utama: *Male Status*, yaitu keyakinan bahwa laki-laki harus berusaha keras untuk meraih status dan penghargaan sosial. Lalu *Toughness*, yaitu keyakinan bahwa laki-laki harus tangguh, kuat secara fisik maupun emosional, serta menghindari sikap yang dianggap lemah. Terakhir *Anti-Femininity*, yaitu keyakinan bahwa laki-laki sebaiknya menolak perilaku atau sifat yang dianggap feminin. Responden diminta untuk menilai tingkat persetujuan mereka terhadap setiap pernyataan dengan menggunakan skala Likert 7 poin, mulai dari 1 (sangat tidak setuju) hingga 7 (sangat setuju). Instrumen ini telah digunakan dalam berbagai penelitian lintas budaya dan terbukti memiliki reliabilitas internal yang baik. Dalam penelitian Thompson & Pleck (1986), nilai *Cronbach's Alpha* untuk ketiga dimensi berkisar antara .74 hingga .85, yang menunjukkan konsistensi internal yang memadai. Hasil reliabilitas uji coba alat ukur sebesar 0.913.

Keterlibatan ayah dalam pengasuhan diukur menggunakan *Father Involvement Scale* yang dikembangkan oleh Sutanto & Suwartono (2019). Skala ini terdiri dari 37 item yang disusun berdasarkan tiga dimensi utama keterlibatan ayah menurut Lamb (1987), yaitu: *Father Engagement*, yaitu sejauh mana ayah secara aktif berinteraksi dengan anak, *Father Accessibility*, yaitu kemudahan akses anak terhadap ayah secara fisik dan psikologis serta *Father Responsibility*, yaitu sejauh mana ayah bertanggung jawab atas kesejahteraan dan perkembangan anak (misalnya: "Ayah memenuhi kebutuhan saya dengan baik"). Skala ini menggunakan skala Likert 5 poin, dari 1 (Sangat Tidak Sesuai) hingga 5 (Sangat Sesuai), dengan item terdiri dari pernyataan *favorable* maupun *unfavorable*. Item *unfavorable* seperti "Ayah tidak pernah merencanakan liburan keluarga" dan "Ayah tidak mengungkapkan rasa sayangnya pada saya" akan dibalik skor nya pada proses pengolahan data. Hasil uji reliabilitas pada penelitian sebelumnya menunjukkan bahwa skala ini memiliki reliabilitas tinggi dengan nilai *Cronbach's Alpha* sebesar .936 secara keseluruhan, dan masing-masing dimensi memiliki koefisien sebagai berikut: *Father Engagement* = .898, *Father Accessibility* = .714, dan *Father Responsibility* = .801 (Sutanto & Suwartono, 2019). Hasil uji coba alat ukur didapati nilai reliabilitas *alpha cronbach* sebesar 0.968.

Teknik Analisis Statistik

Penelitian ini menggunakan uji statistik korelasi untuk melihat hubungan antara variabel dependen dengan variabel independen.

3. Hasil dan Diskusi

Data Kategorisasi

Berdasarkan hasil analisis deskriptif, jumlah responden yang berpartisipasi dalam penelitian ini adalah 475 orang remaja laki-laki dengan rentang usia 15–20 tahun. *Informed consent* diberikan kepada masing-masing partisipan sebelum pengisian alat ukur dan data demografis. Rata-rata usia responden adalah 18,40 tahun dengan standar deviasi sebesar 1,64, yang menunjukkan adanya variasi usia sekitar ±1,6 tahun dari rata-rata. Usia median adalah 19 tahun. Distribusi frekuensi menunjukkan bahwa responden terbanyak berada pada usia 20 tahun (35,8%), diikuti oleh usia 19 tahun (21,5%) dan 18 tahun (15,6%).

Untuk domisili, partisipan penelitian tersebar di lima wilayah utama Jabodetabek. Hasil analisis deskriptif menunjukkan bahwa sebagian besar partisipan berdomisili di DKI Jakarta yang sebanyak 195 orang (41,1%). Selanjutnya, sebanyak 75 orang (15,8%) berdomisili di Bekasi, 74 orang (15,6%) di Tangerang, 68 orang (14,3%) di Depok, dan 63 orang (13,3%) di Bogor. Hasil ini menunjukkan bahwa distribusi partisipan cukup merata di lima wilayah Jabodetabek, meskipun partisipasi terbesar berasal dari DKI Jakarta

Tabel 1. Deskripsi data penelitian.

Kategori	*n*	%
Usia		
15	40	8.4
16	42	8.8
17	47	9.9
18	74	15.6
19	102	21.5
20	170	35.8
Domisili		
DKI Jakarta	195	41.1
Bekasi	75	15.8
Tangerang	74	15.6
Depok	68	14.3
Bekasi	63	13.3
Total	475	100

Uji Hipotesis

Tabel 2. Uji Korelasi *Spearman's rho* Keterlibatan Ayah dengan Maskulinitas

	Spearman's rho	*p*
FIS - MRNS	0.187	<0.001

Hasil uji korelasi *Spearman* menunjukkan bahwa terdapat hubungan positif yang signifikan antara keterlibatan ayah dalam pengasuhan dengan pembentukan konsep maskulinitas pada remaja laki-laki (ρ = 0,187; $p < 0,001$). Arah dan nilai hubungan positif mengindikasikan bahwa peningkatan keterlibatan ayah cenderung diikuti oleh peningkatan skor konsep maskulinitas pada remaja. Temuan ini menegaskan bahwa keterlibatan ayah merupakan faktor yang relevan dalam pembentukan konsep maskulinitas, tetapi perannya cenderung lemah dan relatif terbatas.

Tabel 3. *Uji Korelasi Dimensi Keterlibatan Ayah dengan Maskulinitas*

		1	**2**	**3**	**4**
1	Maskulinitas	-			
2	*Engagement*	0.203***	-		
3	*Accessibility*	0.113***	0.836***	-	
4	*Responsibility*	0.144***	0.881***	0.790***	-

****Correlation is significant at the 0.001 level.*

Pada tabel 3, hasil uji korelasi antara dimensi *engagement* dan konsep maskulinitas menunjukkan adanya hubungan positif yang signifikan dengan nilai *Spearman's rho* = 0,203 dan p < 0,001, dengan *effect size* sebesar 0,206 yang tergolong rendah. Hal ini menunjukkan bahwa semakin tinggi tingkat keterlibatan ayah dalam bentuk *engagement*, yaitu interaksi langsung seperti bermain, berdiskusi, atau melakukan kegiatan bersama remaja, maka semakin tinggi pula konsep maskulinitas yang dimiliki remaja. Secara teoritis, interaksi langsung tersebut dapat menjadi konteks penting bagi proses belajar sosial, karena remaja memperoleh kesempatan untuk mengamati, meniru, dan menginternalisasi nilai, perilaku, serta ekspresi peran gender dari figur ayah. Meskipun demikian, kekuatan hubungan yang rendah menunjukkan bahwa *engagement* ayah bukan satu-satunya faktor yang berperan dalam pembentukan konsep maskulinitas, terdapat faktor lain, seperti kelompok sebaya, media sosial, lingkungan sekolah, dan norma sosial yang lebih luas.

Pada dimensi *Accessibility*, hasil korelasi juga menunjukkan hubungan positif yang signifikan dengan nilai *Spearman's rho* = 0,113 dan p = 0,013, serta *effect size* sebesar 0,114 yang termasuk rendah. Dimensi ini mencerminkan sejauh mana ayah dapat diakses atau tersedia bagi anak, meskipun tidak selalu terlibat secara langsung. Hubungan yang lemah namun signifikan ini mengindikasikan bahwa ketersediaan ayah secara fisik maupun emosional berkaitan dengan pembentukan konsep maskulinitas. Secara konseptual, *accessibility* mencerminkan kehadiran ayah secara fisik maupun emosional sebagai figur yang dapat dijangkau ketika dibutuhkan. Kehadiran semacam ini tetap penting karena dapat memberi rasa aman, kontinuitas relasional, dan keberadaan figur laki-laki dalam kehidupan remaja. Namun, lemahnya kekuatan hubungan menunjukkan bahwa ketersediaan ayah saja belum cukup kuat untuk menjadi sumber utama dalam pembentukan konsep maskulinitas.

Selanjutnya, pada dimensi *Responsibility*, hasil korelasi menunjukkan adanya hubungan positif signifikan dengan nilai *Spearman's rho* = 0,144, p = 0,002, dan *effect size* sebesar 0,145, yang juga tergolong rendah. Temuan ini menunjukkan bahwa semakin tinggi tanggung jawab ayah dalam pengasuhan, semakin tinggi pula skor konsep maskulinitas pada remaja laki-laki. Secara konseptual, dimensi *responsibility* mencerminkan sejauh mana ayah mengambil peran dalam mengatur, mengawasi, dan memastikan kebutuhan remaja terpenuhi. Bentuk keterlibatan ini penting karena dapat menjadi model bahwa peran laki-laki tidak hanya terkait dengan otoritas, tetapi juga dengan komitmen, kepedulian, dan tanggung jawab terhadap orang lain. Namun, kekuatan hubungan yang rendah menunjukkan bahwa tanggung jawab ayah bukan merupakan faktor yang dominan dalam pembentukan konsep maskulinitas.

Diskusi

Temuan utama menunjukkan bahwa keterlibatan ayah dalam pengasuhan berkorelasi dengan pembentukan konsep maskulinitas pada remaja laki-laki. Artinya, semakin tinggi keterlibatan ayah yang dirasakan oleh remaja, semakin besar kecenderungan remaja untuk membentuk konsep maskulinitas yang lebih sehat. Ayah yang terlibat secara emosional, hadir dalam aktivitas sehari-hari, serta bertanggung jawab terhadap kesejahteraan anak berkontribusi dalam membantu remaja memahami bagaimana menjadi laki-laki secara adaptif dan bertanggung jawab (Amin et al., 2018). Temuan ini konsisten dengan penelitian Kaplan dan Shira (2025) yang menekankan pentingnya interaksi ayah–anak dalam membentuk identitas gender laki-laki yang stabil, empatik, dan tidak terjebak dalam pola maskulinitas toksik. Melalui keterlibatan langsung, ayah dapat menampilkan contoh maskulinitas yang tidak semata-mata berorientasi pada dominasi atau kekuatan fisik, tetapi juga pada tanggung jawab, empati, dan regulasi emosi. Dengan demikian, ayah berperan sebagai sumber pembelajaran sosial awal mengenai bagaimana maskulinitas dapat diekspresikan secara sehat dalam kehidupan sehari-hari (Ju et al., 2015; Zhang et al., 2015).

Namun demikian, hasil penelitian ini juga menunjukkan bahwa kekuatan hubungan antara keterlibatan ayah dan pembentukan konsep maskulinitas berada pada kategori lemah. Temuan kedua ini mengindikasikan bahwa meskipun keterlibatan ayah berkorelasi dengan pembentuan maskulinitas, namun perannya bukan satu-satunya faktor yang menentukan pembentukan maskulinitas pada remaja laki-laki. Kondisi ini dapat dipahami melalui teori pembentukan maskulinitas yang menekankan bahwa maskulinitas merupakan konstruksi sosial yang dibentuk melalui proses internalisasi norma, pengalaman sosial, serta interaksi dengan berbagai agen sosialisasi (Connell & Messerschmidt, 2005; Zhang et al., 2015).

Dalam kerangka *hegemonic masculinity*, maskulinitas tidak dipahami sebagai konsep tunggal, melainkan sebagai kumpulan norma dan praktik yang bersaing dalam suatu konteks sosial tertentu (Connell & Messerschmidt, 2005). Remaja laki-laki tidak hanya belajar mengenai maskulinitas dari figur ayah, tetapi juga dari kelompok sebaya, lingkungan sekolah, media digital, serta budaya populer. Pada masa remaja akhir hingga transisi dewasa awal, pengaruh lingkungan sosial di luar keluarga semakin menguat, sehingga nilai-nilai maskulinitas yang ditanamkan oleh ayah dapat diperkuat, dimodifikasi, atau bahkan tergeser oleh norma sosial yang dominan di luar rumah.

Selain itu, teori *social learning* (Bandura & Walters, 1977) menjelaskan bahwa remaja cenderung meniru perilaku yang mendapatkan penguatan sosial. Dalam konteks maskulinitas, perilaku yang dianggap "maskulin"

oleh kelompok sebaya atau media sering kali memperoleh validasi, sementara perilaku yang dianggap menyimpang dapat memperoleh penolakan. Hal ini menjelaskan mengapa remaja laki-laki tetap dapat menginternalisasi norma maskulinitas tradisional, seperti penekanan pada status, ketangguhan, dan penolakan terhadap sifat feminin, meskipun ayah mereka telah menunjukkan pola pengasuhan yang positif.

Dalam konteks ini, teori *ecological systems* (Bronfenbrenner, 1979; Sadownik & Višnjić Jevtić, 2023) membantu menjelaskan dinamika tersebut secara lebih komprehensif. Ayah berada dalam lingkup mikrosistem sebagai figur pengasuhan utama, media social yang kerap digunakan dan menjadi bagian pengalaman remaja juga berada dalam lingkup mikrosistem, sedangkan sekolah, kelompok sebaya, dan nilai budaya berada pada level eksosistem dan mikrosistem. Interaksi lintas sistem ini memungkinkan pengalaman remaja dalam keluarga untuk berinteraksi dengan pengalaman sosial yang lebih luas. Dengan demikian, keterlibatan ayah berfungsi sebagai fondasi awal pembentukan maskulinitas, namun tidak selalu menjadi faktor dominan ketika remaja menghadapi berbagai tuntutan sosial di luar keluarga, terutama dalam konteks masyarakat urban dan era digital.

Hasil studi menunjukkan bahwa dimensi *engagement* yang menitikberatkan pada keterlibatan ayah secara langsung saat berinteraksi dengan ayah akan bermanfaat sebagai contoh langsung mengenai peran gender dan identitas yang dilakukan sebagai pria dewasa (Zhang et al., 2015). Interaksi tersebut menjadi sarana untuk meneruskan nilai-nilai dan sikap yang diyakini ayah, termasuk dalam pengasuhan generasi berikutnya (Offer & Kaplan, 2021). Melalui keterlibatan langsung ayah dan remaja laki-laki, menjadi wahana pengamatan konkret cara ayah mengekspresikan emosi, mengambil keputusan, menyelesaikan masalah, dan menjalin relasi dengan orang lain. Dengan demikian, *engagement* ayah menyediakan ruang belajar sosial yang memungkinkan remaja menginternalisasi makna maskulinitas melalui pengalaman relasional yang nyata. Dengan demikian kehadiran ayah yang aktif menjadi krusial untuk membantu remaja membangun konsep maskulinitas yang lebih reflektif, kontekstual. Dimensi *accessibility* juga berkontribusi terhadap pembentukan maskulinitas dengan memberikan rasa aman emosional bagi remaja. Kehadiran ayah yang dapat diakses secara fisik dan psikologis membantu remaja merasa didukung dalam proses pencarian identitas diri. Sementara itu, dimensi *responsibility* menunjukkan bahwa ayah yang bertanggung jawab tidak hanya dalam aspek finansial dan pemenuhan kebutuhan, dapat menjadi model peran penting dalam membangun nilai maskulinitas yang adaptif dan suportif. Temuan ini sejalan dengan penelitian Risnawati et al. (2023) yang menekankan bahwa keterlibatan ayah berkaitan dengan kesejahteraan psikologis remaja. Temuan ini mengindikasikan bahwa ayah berperan sebagai sumber relasi yang berkontribusi pada perkembangan fungsi psikologis yang positif. Keterlibatan ayah yang lebih tinggi cenderung berkaitan dengan berkembangnya berbagai kualitas adaptif pada remaja, seperti tanggung jawab, otonomi, dan resiliensi, yang menjadi fondasi penting bagi kesejahteraan psikologis.

4. Kesimpulan

Dari hasil analisis data yang diperoleh pada penelitian ini, dapat disimpulkan bahwa keterlibatan ayah berhubungan dengan pembentukan konsep maskulinitas pada remaja laki-laki di Jabodetabek. Semakin tinggi tingkat keterlibatan ayah dalam pengasuhan, maka semakin tinggi pula pembentukan konsep maskulinitas yang sehat pada remaja laki-laki. Namun, kekuatan hubungan yang ditemukan tergolong lemah, sehingga dapat disimpulkan bahwa keterlibatan ayah memang memiliki pengaruh, tetapi bukan satu-satunya faktor yang menentukan dalam proses pembentukan konsep maskulinitas.

Hasil uji lanjutan juga menunjukkan bahwa dimensi keterlibatan ayah yang meliputi *engagement*, *accessibility*, dan *responsibility* masing-masing memiliki hubungan positif dengan konsep maskulinitas, meskipun dengan kekuatan korelasi yang rendah. Selain itu, hasil uji beda menunjukkan adanya perbedaan signifikan keterlibatan ayah berdasarkan usia dan domisili, namun tidak ditemukan perbedaan signifikan pada variabel konsep maskulinitas. Secara keseluruhan, hasil penelitian ini menegaskan pentingnya kehadiran dan keterlibatan aktif ayah dalam membentuk identitas gender yang sehat dan adaptif pada remaja laki-laki. Implikasi praktis dari penelitian ini menekankan pentingnya keterlibatan ayah dalam pengasuhan sebagai salah satu faktor yang berkaitan dengan pembentukan konsep maskulinitas pada remaja laki-laki. Bagi penelitian selanjutnya, disarankan untuk melibatkan konteks perkembangan remaja yang lebih beragam seperti kelompok sebaya dan media sosial, agar diperoleh pemahaman yang lebih komprehensif mengenai pembentukan konsep maskulinitas pada remaja.

Pernyataan Penggunaan Kecerdasan Buatan (*Use Of Artificial Intelligence*)

Dalam proses penyusunan manuskrip ini, penulis menggunakan ChatGPT (OpenAI) untuk membantu meningkatkan kejelasan bahasa, memperbaiki struktur kalimat, dan menyempurnakan keterbacaan pada bagian Pendahuluan dan Pembahasan. Selain itu, penulis menggunakan Claude (Open AI) untuk membantu memastikan daftar pustaka yang berada di bagian isian artikel juga ditemukan pada daftar pustaka. Seluruh hasil yang dibantu oleh AI telah ditinjau, diverifikasi, disunting, dan ditulis kembali oleh penulis. Penulis

bertanggung jawab sepenuhnya atas keakuratan, orisinalitas, dan integritas ilmiah seluruh isi manuskrip.

Kontribusi Penulis (*Authors' Contributions*)

Penulis pertama (RTS) bertanggung jawab atas konseptualisasi penelitian, pengembangan metodologi, pengumpulan data, analisis data, dan penyusunan draf awal manuskrip. Penulis kedua (SHS) berkontribusi dan bertanggung jawab atas supervisi penelitian, pengembangan bagian pendahuluan, metode dan diskusi serta peninjauan kritis manuskrip. Seluruh penulis telah membaca dan menyetujui versi akhir manuskrip serta bertanggung jawab atas integritas ilmiah karya yang dipublikasikan.

Pendanaan (*Funding*)

Penelitian ini tidak mendapatkan dukungan pendanaan eskternal dan didanai secara mandiri oleh penulis pertama.

Konflik Kepentingan (*Conflict Of Interest*)

Seluruh penulis tidak memiliki konflik kepentingan baik secara finansial maupun non-finansial, yang berkaitan dengan penelitian dan publikasi artikel ini.

5. Daftar Pustaka

Amin, A., Kågesten, A., Adebayo, E., & Chandra-Mouli, V. (2018). Addressing gender socialization and masculinity norms among adolescent boys: Policy and programmatic implications. *Journal of Adolescent Health, 62*, S3–S5. https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2017.06.022

Badan Pusat Statistik. (2024). *Statistik Pemuda Indonesia 2024* (04200.24026). Badan Pusat Statistik.

Bandura, A., & Walters, R. H. (1977). *Social learning theory* (Vol. 1). Prentice-Hall.

Bestari, N. P. (2025, August 30). Kronologi Demo 25-29 Agustus: Demo DPR Melebar Jadi Amarah ke Polisi. *CNBC Indonesia*. https://www.cnbcindonesia.com/news/20250830145726-4-662882/kronologi-demo-25-29-agustus-demo-dpr-melebar-jadi-amarah-ke-polisi

Bilquis, L., & Hidayat, N. (2020). Diskursus Mitos Maskulinitas pada Seksualitas Pemuda. *Jurnal Sosiologi Pendidikan Humanis*, *5*(2), 168–179. https://doi.org/10.17977/um021v5i2p168-179

Bronfenbrenner, U. (1979). *The Ecology Of Human Development*. Harvard University Press.

CNN Indonesia. (2021, April 1). Fatherless, Ketika Ayah "Tak Hadir" di Kehidupan Anak. *CNN Indonesia*. https://www.cnnindonesia.com/gaya-hidup/20210331171003-277-624531/fatherless-ketika-ayah-tak-hadir-di-kehidupan-anak

CNN Indonesia. (2025, August 26). Total 351 Orang Ditangkap di Demo DPR, 196 Berstatus Anak Dipulangkan. *CNN Indonesia*. https://www.cnnindonesia.com/nasional/20250826153919-12-1266616/total-351-orang-ditangkap-di-demo-dpr-196-berstatus-anak-dipulangkan

Connell, R. W., & Messerschmidt, J. W. (2005). Hegemonic Masculinity: Rethinking the Concept. *Gender and Society*, *19*(6), 829–859. https://doi.org/10.1177/0891243205278639

Erikson, E. H. (1968). *Identity: Youth and Crisis*. W. W. Norton & Company.

Gravetter, F. J., & Forzano, L. B. (2018). *Research Methods For The Behavioral Sciences* (6th ed.). Cengage Learning.

Izan, K. (2025, March 20). Demo Mahasiswa dan Aliansi Masyarakat di Depan DPR Mulai Memanas.*ANTARA*. https://www.antaranews.com/berita/4725157/demo-mahasiswa-dan-aliansi-masyarakat-depan-dpr-mulai-memanas

Ju, C., Zhao, F., Zhang, B., & Deng, J. (2015). Effects of fathering style on social problem-solving among Chinese teenagers: The roles of masculine gender stereotypes and identity. *Personality and Individual Differences, 77*, 124–130. https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.12.03

Kaplan, R., & Shira, L. (2025). Father–Son Interaction And The Development Of Non-Toxic Masculinity In Adolescents. *Journal of Family Psychology*, *39*(2), 187–199. https://doi.org/10.1037/fam0001234

Kohlberg, L. (1966). A Cognitive-Developmental Analysis of Children's Sex-Role Concepts and Attitudes. In E. E. Maccoby, *The Development of Sex Differences* (pp. 82–173). Stanford University Press.

Lamb, M. E. (1987). *The Father's Role: Cross-Cultural Perspectives*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

Lamb, M. E. (2000). The history of research on father involvement: An overview. *Marriage & Family Review,*

29(2–3), 23–42.
Lamb, M. E., Pleck, J. H., Charnov, E. L., & Levine, J. A. (2017). A biosocial perspective on paternal behavior and involvement. In *Parenting across the life span* (pp. 111–142). Routledge.
Lebeau, R., Paradis, A., Herba, C. M., Hébert, M., & Godbout, N. (2026). Falling short of fatherhood ideals: Masculine gender role stress and emotion dysregulation as mechanisms linking childhood trauma to fathers' depressive symptoms. *Journal of Affective Disorders, 407*, Article 121749. https://doi.org/10.1016/j.jad.2026.121749
Lok, R. H. T., & Law, Y. W. (2025). Men's mental health service engagement amidst the masculinity crisis: Towards a reconstruction of traditional masculinity. *SSM - Qualitative Research in Health, 8*, Article 100596. https://doi.org/10.1016/j.ssmqr.2025.100596
Noviansah, W. (2024, May 12). Bikin Resah Warga, 17 Remaja Terlibat Balap Liar di Depok Diamankan Polisi. *detikNews*. https://news.detik.com/berita/d-7335766/bikin-resah-warga-17-remaja-terlibat-balap-liar-di-depok-diamankan-polisi
Nurmawati, Hirmah, N. K., Nuraeni, F. A., Octavia, Z. S., & Safitri, R. A. (2025). Dampak peran ayah yang hilang. *Jurnal Fokus Konseling, 11*(1), 55–64. https://doi.org/10.52657/jfk.v1i1.2652
Offer, S., & Kaplan, D. (2021). The "new father" between ideals and practices: New masculinity ideology, gender role attitudes, and fathers' involvement in childcare. *Social Problems, 68*(4), 986–1009. https://doi.org/10.1093/socpro/spab015
Panjaitan, K. S., & Damaiyanti, V. P. (2025). Budaya patriarki dan fenomena fatherless. *Multikultural: Jurnal Ilmu Sosial,* 3(2), 50–62. https://doi.org/10.20527/multikultural.v3i2.535
Partasari, W. D., Lentari, F. R. M., & Priadi, M. A. G. (2017). Gambaran keterlibatan ayah dalam pengasuhan anak usia remaja (usia 16–21 tahun). *Jurnal Psikogenesis,* 5(2), 159–167. https://doi.org/10.24854/jps.v5i2.504
Pertiwi, S. W. P. (2018, November 30). *UNICEF: Peran Ayah Sangat Penting Bagi Pola Pengasuhan Anak*. Media Indonesia
Petts, R. J., Shafer, K. M., & Essig, L. (2018). Does adherence to masculine norms shape fathering behavior? *Journal of Marriage and Family, 80*(3), 704–720. https://doi.org/10.1111/jomf.12476
Pleck, J. H. (1995). The gender role strain paradigm: An update. In R. F. Levant & W. S. Pollack, *A New Psychology of Men* (pp. 11–32). Basic Books.
Purboningsih, E. R., Massar, K., Hinduan, Z. R., Agustiani, H., Ruiter, R. A. C., & Verduyn, P. (2023). Perception and use of social media by Indonesian adolescents and parents: A qualitative study. *Frontiers in Psychology, 13*, Article 985112. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.985112
Ramadhan, F. (2025, March 9). Polisi Amankan Tujuh Remaja dalam Balap Liar di Cempaka Putih. *MetroTV*. https://www.metrotvnews.com/read/NLMCJ9y5-polisi-amankan-tujuh-remaja-dalam-balap-liar-di-cempaka-putih
Ramadhan, N. P., Nareswari, L. Z., & Sari, N. P. (2023). Pengaruh Aktivitas Patriarki dan Toxic Maskulinitas dalam Kesehatan Mental Mahasiswa di Banjarmasin Menurut Perspektif Agama Islam. *Religion: Jurnal Agama, Sosial, Dan Budaya*, *1*(4), 676–686.
Reuters. (2025, August 25). Indonesian Police Clash With Protesters Against Parliamentarians' Salaries. *Reuters*. https://www.reuters.com/world/asia-pacific/indonesian-police-clash-with-protesters-against-parliamentarians-salaries-2025-08-25/
Risnawati, E., Nuraqmarina, F., & Wardani, L. M. I. (2023). Peran Father Involvement Terhadap Self-Esteem Remaja. *Psikoborneo: Jurnal Ilmiah Psikologi*, *11*(2), 145–156. https://doi.org/10.30872/psikoborneo.v11i2.1234
Sadownik, A. R., & Višnjić Jevtić, A. (Eds.). (2023). *Re(theorising) more-than-parental involvement in early childhood education and care*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-031-38762-3
Santrock, J. W. (2014). *Life-span Development* (15th ed.). McGraw-Hill Education.
Santrock, J. W. (2019). *Life-span Development* (17th ed.). McGraw-Hill Education.
Sutanto, S. H., & Suwartono, C. (2019). *Hubungan antara kesepian dan keterlibatan ayah pada remaja*. *Jurnal Psikologi Ulayat, 6*(1), 53–68. https://doi.org/10.24854/jpu02019-222
TB News. (2024, May 12). Polrestro Depok Berhasil Tangkap 17 Remaja Pelaku Balap Liar Beserta Barang

Bukti 8 Sepeda Motor. *TB News*. https://tribratanews.polri.go.id/blog/hukum-4/polrestro-depok-berhasil-tangkap-17-remaja-pelaku-balap-liar-beserta-barang-bukti-8-sepeda-motor-73819

Tempo. (2025, May 11). Polda Metro Jaya: 45 Kasus Tawuran Terjadi Sepanjang April 2025. *Tempo*. https://www.tempo.co/hukum/polda-metro-jaya-45-kasus-tawuran-terjadi-sepanjang-april-2025-1401672

Thompson, E. H., & Pleck, J. H. (1986). The Structure of Male Role Norms. *American Behavioral Scientist*, *29*(5), 531–543. https://doi.org/10.1177/000276486029005003

Tirto.id. (2025, August 25). Live Demo 25 Agustus 2025 Hari Ini di DPR RI dan Update Situasi. *Tirto.Id*. https://tirto.id/live-demo-25-agustus-2025-hari-ini-di-dpr-ri-dan-update-situasi-hglV

United Nations Children's Fund. (2021). The State Of The World's Children 2021: On My Mind – Promoting, Protecting And Caring For Children's Mental Health. *Unicef*. https://www.unicef.org/reports/state-worlds-children-2021

Wedhayanti, G. C. (2024). Peran Ayah (Fathering) dalam Pengasuhan Anak. *Daiwi Widya*, *11*(1), 80–91. https://doi.org/10.37637/dw.v11i1.2016

Wijaya, Y. D. (2017). Hubungan Keterlibatan Pengasuhan Ayah dengan Maskulinitas Mahasiswa Pria Universitas "X" di Jakarta Barat. *Jurnal Psikologi: Media Ilmiah Psikologi*, *15*(1), 18–24.

Zhang, B., Zhao, F., Ju, C., & Ma, Y. (2015). Paternal involvement as protective resource of adolescents' resilience: Roles of male gender-role stereotype and gender. *Journal of Child and Family Studies, 24*, 1955–1965. https://doi.org/10.1007/s10826-014-9995-3

Zielke, J., Batram-Zantvoort, S., Razum, O., & Miani, C. (2023). Operationalising masculinities in theories and practices of gender-transformative health interventions: A scoping review. *International Journal for Equity in Health, 22*, Article 139. https://doi.org/10.1186/s12939-023-01955-x

Jurnal Penelitian dan Pengukuran Psikologi
Volume 15, Nomor 02, Oktober 2026 http://doi.org/10.21009/JPPP.152.03

MEMBANGUN KESEJAHTERAAN SUBYEKTIF DI ERA DIGITAL: PERAN *SOCIAL CAPITAL* TERHADAP *SUBJECTIVE WELL-BEING* PADA PENGGUNA INSTAGRAM *EMERGING ADULTHOOD*

BUILDING SUBJECTIVE WELL-BEING IN THE DIGITAL ERA: THE ROLE OF SOCIAL CAPITAL ON SUBJECTIVE WELL-BEING AMONG INSTAGRAM USERS IN EMERGING ADULTHOOD

Irene Krisshinta Andree [1]*, Rocky Rocky[2]
[1]Fakultas Psikologi, Universitas Katolik Indonesia Atma Jaya, Jakarta, 12930, Indonesia
[2]Center for The Study Of Sustainable Community, Fakultas Psikologi, Universitas Katolik Indonesia Atma Jaya, Jakarta, 10220, Indonesia

***Email*:** krisshintairene@gmail.com

p-ISSN: 2337-4845
e-ISSN: 2620-7486

Received	*Revised*	*Accepted*	*Published*
20 Februari 2026	*24 April 2026*	*21 Oktober 2026*	*30 Oktober 2026*

Abstract

Social media has become an important part of daily life and is associated with various aspects of psychological well-being, including subjective well-being. Among individuals in emerging adulthood (18–24 years), social media provides a space to build and maintain social relationships. One factor that may contribute to subjective well-being is social capital, referring to resources obtained through social relationships and networks, such as emotional support, information, and a sense of connectedness. Social media may facilitate the formation of social capital through online and offline interactions. However, previous studies have reported inconsistent findings regarding the relationship between both forms of social capital and subjective well-being, while studies examining them simultaneously among Instagram users in Indonesia remain limited. This study aimed to examine the relationship between online and offline social capital and subjective well-being among Instagram users in the emerging adulthood stage. A quantitative correlational design was employed with 202 participants aged 18–24 years. Data were collected through Google Forms using convenience sampling and analyzed using Pearson product-moment correlation. Offline social capital was significantly and positively related to life satisfaction ($r = .149$), positive affect ($r = .254$), affect balance ($r = .155$), and flourishing ($r = .346$). Online social capital was significantly and positively related to positive affect ($r = .279$) and flourishing ($r = .295$), all $p < .05$. Offline social capital showed stronger associations with several dimensions of subjective well-being.

Keywords: *emerging adulthood,* Instagram, *social capital, subjective well-being*

Abstrak

Media sosial telah menjadi bagian penting dalam kehidupan sehari-hari dan berkaitan dengan berbagai aspek kesejahteraan psikologis, termasuk *subjective well-being*. Pada individu *emerging adulthood* (18–24 tahun), media sosial menjadi ruang untuk membangun dan mempertahankan hubungan sosial. Salah satu faktor yang dapat berkontribusi terhadap *subjective well-being* adalah *social capital*, yaitu sumber daya yang diperoleh melalui hubungan dan jaringan sosial, seperti dukungan emosional, informasi, dan rasa keterhubungan. Media sosial dapat memfasilitasi pembentukan *social capital* melalui interaksi daring maupun luring. Namun, penelitian sebelumnya menunjukkan temuan yang belum konsisten mengenai hubungan kedua bentuk *social capital* dengan *subjective well-being*, sementara penelitian yang mengkaji keduanya secara bersamaan pada pengguna Instagram di Indonesia masih terbatas. Penelitian ini bertujuan mengkaji hubungan *online* dan *offline social capital* dengan *subjective well-being* pada pengguna Instagram usia *emerging adulthood*. Penelitian menggunakan desain kuantitatif korelasional dengan 202 partisipan berusia 18–24 tahun. Data dikumpulkan melalui Google Forms menggunakan *convenience sampling* dan dianalisis dengan korelasi Pearson Product Moment. *Offline social capital* berhubungan positif signifikan dengan kepuasan hidup ($r = .149$), afek positif ($r = .254$), keseimbangan afek ($r = .155$), dan *flourishing* ($r = .346$). *Online social capital* berhubungan dengan afek positif ($r = .279$) dan *flourishing* ($r = .295$), seluruhnya $p < .05$. *Offline social capital* memiliki hubungan yang lebih kuat dengan beberapa dimensi *subjective well-being*.

Kata kunci: *emerging adulthood,* Instagram, *social capital, subjective well-being*

1. Pendahuluan

Media sosial telah menjadi bagian yang tidak terpisahkan dari kehidupan manusia sehari-hari. Per Oktober 2025, tercatat jumlah bahwa identitas pengguna media sosial di seluruh dunia mencapai 5.66 miliar (Kemp, 2025). Di Indonesia, penggunaan media sosial juga menunjukkan jangkauan yang luas. Sebanyak 143 juta identitas pengguna media sosial tercatat per Januari 2025, angka tersebut setara dengan 50.2% total populasi (Kemp, 2025). Meluasnya penggunaan media sosial menjadikan platform digital sebagai salah satu ruang yang memungkinkan individu untuk berinteraksi, membangun, dan mempertahankan hubungan sosial. Hal ini menjadi relevan dengan masa perkembangan *emerging adulthood*, yaitu tahap perkembangan yang ditandai oleh eksplorasi identitas dan berbagai perubahan penting dalam aspek cinta, pekerjaan, serta pendidikan (Santrock, 2019). Pada masa ini, individu cenderung mengalami ketidakstabilan dan sangat membutuhkan hubungan sosial yang bermakna untuk mendukung proses pembentukan identitas (Nankani & Vijayan, 2024).

Seiring perkembangan teknologi, hubungan sosial kini juga mengalami pergeseran ke ruang digital. Adanya media sosial telah memungkinkan individu untuk terhubung dengan orang lain, berbagi informasi, dan membentuk relasi yang melampaui batas geografis dan budaya (Kaye, 2021). Data dari *We Are Social* (2023) menunjukkan bahwa Indonesia merupakan negara dengan jumlah pengguna Instagram terbesar keempat di dunia. *Emerging adulthood* juga mendominasi penggunaan media sosial ini. Menurut NapoleonCat (2023), sebesar 37,8% pengguna Instagram di Indonesia berusia 18–24 tahun, sehingga kelompok *emerging adulthood* menjadi dominan dalam penggunaan platform ini.

Instagram memungkinkan penggunanya mengunggah foto atau video, mengomentari, dan menyukai postingan yang dibagikan di Instagram. Instagram memperkenalkan salah satu fitur yang disebut dengan Instagram Stories yang memungkinkan penggunanya untuk membagikan foto, video, maupun tulisan secara sementara dan akan menghilang dalam waktu 24 jam (Martha, 2021). Kemudian, pada aplikasi Instagram juga terdapat fitur Close Friend yang lebih eksklusif karena penggunanya dapat memilih siapa yang dapat melihat Instagram Stories yang dibagikan (Fauzan, 2024). Selain itu, Instagram juga memiliki fitur Instagram Live yang memungkinkan pengguna untuk menyiarkan video secara langsung kepada audiens (Sarwono et al., 2023). Melalui fitur-fitur tersebut, individu dapat membangun koneksi dengan individu lain. Interaksi dari media sosial tersebut dapat memberikan pengalaman positif maupun negatif yang berkaitan dengan kesejahteraan psikologis individu.

Subjective well-being merupakan evaluasi kognitif dan afektif individu terhadap kehidupannya (Diener et al., 2002). *Subjective well-being* mencakup kepuasan hidup, pengalaman emosi positif yang tinggi, dan rendahnya emosi negatif (Diener et al., 2015). Individu dengan tingkat *subjective well-being* yang tinggi umumnya lebih mampu mengelola emosi, membangun hubungan sosial yang baik, serta menghadapi tantangan hidup secara adaptif (Pavot & Diener, 2004). Berbagai faktor dapat memengaruhi *subjective well-being*, baik dari dalam diri individu (misalnya *self-esteem* dan kepribadian) maupun dari luar (misalnya dukungan sosial dan kondisi demografis) (Karimah & Musslifah, 2023). Namun, sejauh ini masih terdapat perdebatan mengenai bagaimana penggunaan Instagram memengaruhi *subjective well-being*. Beberapa penelitian menunjukkan dampak negatif, seperti meningkatnya kecenderungan *social comparison*, perasaan iri, kesepian, serta rendahnya harga diri (Panjaitan & Rahmasari, 2021; Stefana et al., 2022; Keles et al., 2020). Di sisi lain, penelitian lain menunjukkan bahwa Instagram juga dapat berdampak positif terhadap *subjective well-being* ketika dikaji melalui konsep *social capital*, yakni sumber daya sosial yang diperoleh melalui jaringan hubungan (Hong & Bae, 2023). *Social capital* dapat menyediakan dukungan emosional, informasi, dan rasa keterhubungan yang berkontribusi pada kepuasan hidup individu (Reimann et al., 2021; Duan et al., 2025).

Teori *social capital* membedakan dua bentuk utama, yaitu *bonding social capital* dan *bridging social capital* (Putnam, 2000, dalam Ostic, 2021). *Bonding social capital* diperoleh melalui hubungan dekat seperti keluarga dan teman, sementara *bridging social capital* terbentuk melalui hubungan dengan orang-orang yang memiliki latar belakang berbeda. Williams (2006) kemudian memperluas konsep ini menjadi *online* dan *offline social capital*, yang masing-masing mencakup interaksi daring dan luring. Penelitian sebelumnya menemukan bahwa *offline social capital* berkorelasi dengan tingkat afek positif yang tinggi serta penurunan gejala depresi (Liu & Wenling, 2023), sedangkan *online social capital* juga berpotensi meningkatkan *subjective well-being* melalui dukungan sosial dan rasa keterhubungan digital (Kim & Shen, 2020; Liu & Wenling, 2023). Meskipun demikian, hasil penelitian mengenai hubungan antara *online* dan *offline social capital* dengan *subjective well-being* masih bervariasi. Misalnya, Hong dan Bae (2023) menemukan bahwa penggunaan media sosial untuk tujuan interpersonal dapat menurunkan *offline bonding social capital*, yang berdampak negatif pada *subjective well-being*. Namun, hubungan timbal balik yang terbentuk secara daring dapat pula memperkuat dukungan sosial dan meningkatkan kesejahteraan subjektif. Sebaliknya, penelitian di Taiwan oleh Hsu et al. (2021) menunjukkan bahwa *online social capital* berperan penting dalam meningkatkan *subjective well-being* melalui pemberian dan penerimaan dukungan sosial di media sosial.

Penelitian ini berusaha menjawab bagaimana *online* dan *offline social capital* berhubungan dengan *subjective well-being* pada konteks penggunaan Instagram di Indonesia, terutama pada kelompok e*merging adulthood* yang menjadi pengguna dominan. Berdasarkan latar belakang tersebut, permasalahan yang diajukan dalam penelitian

ini adalah bagaimana hubungan antara *social capital* dan *subjective well-being* pada emerging adulthood pengguna Instagram. Terdapat dua variabel yang diteliti pada penelitian ini, yaitu *social capital* dan *subjective well-being*. *Subjective well-being* dalam penelitian ini terdiri beberapa indikator yang mencakup kepuasan hidup, pengalaman afektif, dan *flourishing* atau keberfungsian psikologis. Secara teoritis, penelitian ini diharapkan dapat memberikan kontribusi dalam memahami bagaimana *social capital* berperan terhadap *subjective well-being*, khususnya pada konteks perkembangan individu muda di era digital. Selain itu, hasil penelitian ini dapat menjadi referensi bagi peneliti selanjutnya yang ingin meneliti topik serupa.

Secara praktis, penelitian ini diharapkan memberikan manfaat bagi beberapa pihak. Bagi individu emerging adulthood, hasil penelitian ini dapat menjadi dasar untuk membangun hubungan sosial yang sehat, baik di dunia maya maupun dunia nyata. Bagi pengembang aplikasi media sosial, hasil penelitian ini dapat menjadi referensi untuk merancang fitur-fitur yang mendorong interaksi positif antar pengguna, sehingga berkontribusi terhadap pembangunan *social capital* dan *subjective well-being*.

2. Metode Penelitian

Partisipan

Populasi pada penelitian ini adalah individu *emerging adulthood* yang menggunakan aplikasi Instagram. Pemilihan populasi ini dikarenakan salah satu media sosial terpopuler di Indonesia adalah Instagram. Melalui data dari NapoleonCat (2023) tercatat bahwa jumlah pengguna Instagram di Indonesia adalah 90.182.200 per Oktober 2024, dengan 32.7% penggunanya berada pada rentang usia 18-24 tahun. Perkiraan jumlah populasi *emerging adulthood* pengguna Instagram di Indonesia adalah 32.7% dari 90.182.200 orang, yakni 29.489.906 orang. Hal ini menunjukkan bahwa pengguna Instagram didominasi oleh kalangan muda dengan rentang 18-24 tahun yang termasuk dalam *emerging adulthood* sebagai salah satu kelompok pengguna terbanyak di Indonesia. Populasi penelitian adalah pengguna Instagram aktif yang tidak terbatas oleh lokasi dikarenakan berkonteks daring. Sehingga, partisipan dalam penelitian ini adalah pengguna Instagram aktif berusia 18–24 tahun dan mampu berbahasa Indonesia dengan baik.

Teknik pengambilan sampel yang diterapkan dalam penelitian adalah *convenience sampling*. Teknik ini dilakukan dengan memilih partisipan yang mudah diakses dan bersedia untuk berpartisipasi sebagai responden penelitian (Gravetter & Forzano, 2018). Peneliti menggunakan tabe*l sample size* yang dikembangkan oleh Bartlett et al., (2001) untuk menentukan minimal besar sampel dari sebuah populasi yang belum diketahui secara pasti. Peneliti menggunakan *margin of error* sebesar 0.3 dan alpha sebesar 0.5 dengan populasi di atas 10.000 orang. Sehingga melalui tabel didapatkan bahwa minimal besar sampel adalah 119. Penelitian ini melibatkan 202 partisipan yang berusia 18-24 tahun, merupakan pengguna aktif Instagram, dan berbahasa Indonesia lancar. Pemilihan rentang usia tersebut didasarkan pada kategori *emerging adulthood*, yaitu masa perkembangan yang ditandai oleh eksplorasi identitas dan ketidakstabilan dalam berbagai aspek kehidupan (Arnett, 2006 dalam Santrock, 2019).

Desain Penelitian

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan desain korelasional. Tujuan desain ini adalah untuk mengetahui hubungan antara dua variabel, yaitu *social capital* (*online* dan *offline*) serta *subjective well-being*. Penelitian bersifat *cross-sectional*, karena data dikumpulkan dalam satu waktu tertentu.

Prosedur

Secara keseluruhan penelitian ini dilakukan sejak Desember 2025 hingga Maret 2026. Penelitian dimulai dengan proses *expert judgment* terhadap hasil terjemahan alat ukur untuk memastikan kesesuaian konsep dengan konteks budaya Indonesia. Selanjutnya dilakukan uji keterbacaan (*pilot readability test*) terhadap lima partisipan untuk memastikan pemahaman item.Pengambilan data utama dilakukan secara daring menggunakan Google Forms selama periode 1–8 Februari 2026. Kuesioner disebarkan melalui media sosial seperti Line, WhatsApp, Instagram, dan X. Bagian awal formulir mencakup informasi penelitian, *informed consent*, dan identitas dasar responden. Penelitian ini menjunjung tinggi prinsip etika penelitian, yaitu partisipasi sukarela (*voluntary participation*) serta anonimitas dan kerahasiaan data (*anonymity and confidentiality*). Hal ini artinya responden diberi kebebasan penuh untuk berpartisipasi atau menghentikan pengisian kapan pun tanpa konsekuensi apa pun (Creswell, 2015).

Instrumen

Penelitian ini melibatkan dua variabel, yaitu *social capital* dan *subjective well-being*. *Social capital* diukur menggunakan Internet Social Capital Scale (ISCS), sedangkan *subjective well-being* diukur menggunakan tiga alat ukur, yaitu Satisfaction With Life Scale, Scale of Positive and Negative Experience (SPANE), dan Flourishing Scale (FS). Ketiga alat ukur tersebut digunakan untuk mengukur beberapa aspek *subjective well-being*, yaitu kepuasan hidup, pengalaman afektif, dan keberfungsian psikologis.

1. *Internet Social Capital Scale* (ISCS)

Internet Social Capital Scale (ISCS) merupakan alat ukur yang dikembangkan oleh Williams (2006). Skala ini mengukur dua dimensi utama, yaitu *bonding social capital* dan *bridging social capital*, yang masing-masing diterapkan dalam konteks *online* dan *offline*. Total terdapat 40 item, terdiri dari 10 item *online bonding*, 10 item *online bridging*, 10 item *offline bonding*, dan 10 item *offline bridging*.Respon diukur menggunakan skala Likert 5 poin (1 = sangat tidak setuju hingga 5 = sangat setuju). Skor yang lebih tinggi menunjukkan tingkat *social capital* yang lebih tinggi. Reliabilitas skala menunjukkan nilai Cronbach's α sebesar 0.866 untuk konteks *online* dan 0.909 untuk konteks *offline*, menandakan konsistensi internal yang baik. Keseluruhan item alat ukur diterjemahkan ke Bahasa Indonesia melalui proses *back translate* dan *expert judgment* untuk memastikan bahwa item telah sesuai dengan topik dan konteks penelitian. Peneliti kemudian melakukan uji baca kepada 5 orang berbeda untuk mengukur sejauh mana keterbacaan instrumen alat ukur oleh responden.

Analisis item dilakukan menggunakan teknik *corrected item-rest correlation* pada seluruh alat ukur, yaitu alat ukur *social capital* dan *subjective well-being.* Menurut Miller dan Lovler (2018), teknik ini dilakukan untuk memastikan bahwa setiap item mengukur konstruk yang sama. Peneliti menggunakan aplikasi JASP untuk melakukan analisis. Batasan umum yang dapat diterima pada *corrected item-rest correlation* adalah >0.3 (Streiner & Norman, 1990). Pada alat ukur *social capital*, yaitu Internet Social Capital Scale, didapatkan range nilai sebesar 0.241 hingga 0.694 untuk item nomor 1 hingga 20 yang memiliki konteks *online* atau dunia maya. Kemudian, didapatkan 0.291 hingga 0.632 untuk item nomor 21 hingga 40 yang memiliki konteks *offline* atau dunia nyata. Menurut Nunnally dan Bernstein (1994), nilai item *rest* >0.2 masih dapat diterima. Beberapa item, yakni item nomor 23 dan 29 pada alat ukur ISCS dihapus karena memiliki nilai di bawah 0.2. Peneliti berasumsi kedua item memiliki korelasi yang rendah dikarenakan rata-rata orang Indonesia lebih erat hubungannya satu sama lain di dunia nyata sehingga item dirasa kurang relevan untuk menggambarkan konstruk *offline social capital*.

2. *The Satisfaction With Life Scale* (SWLS)

SWLS merupakan alat ukur yang dikembangkan untuk mengetahui kepuasan seseorang terhadap aspek-aspek hidupnya yang dikembangkan oleh Diener et al. (1985). Skala ini terdiri dari 5 item dengan rentang skor 1–7 (1 = sangat tidak setuju, 7 = sangat setuju). Skor total berkisar antara 5 hingga 35, dengan nilai yang lebih tinggi menunjukkan tingkat kepuasan hidup yang lebih tinggi. Konsistensi internal alat ukur menunjukkan nilai 0.87 yang artinya reliabilitas sangat baik dan alat ukur ini relevan digunakan.Keseluruhan item alat ukur diterjemahkan ke Bahasa Indonesia melalui proses *back translate* dan *expert judgment* untuk memastikan bahwa item telah sesuai dengan topik dan konteks penelitian. Peneliti kemudian melakukan uji baca kepada 5 orang berbeda untuk mengukur sejauh mana keterbacaan instrumen alat ukur oleh responden. Melalui *item-rest correlation* didapatkan range nilai dari 0.732 hingga 0.827.

3. *Scale of Positive and Negative Experience* (SPANE)

Afek positif dan negatif diukur menggunakan SPANE-P dan SPANE-N yang dikembangkan oleh Diener et al. (2010). Skala ini terdiri dari 12 item, masing-masing 6 untuk afek positif dan negatif dengan skala 1–5 (1 = sangat jarang hingga 5 = sangat sering). Skor keseimbangan afek (SPANE-B) diperoleh dengan mengurangkan skor negatif dari positif, menghasilkan rentang skor –24 hingga +24. Alat ukur ini valid karena telah diuji dengan melihat hubungan skor SPANE dengan alat ukur dengan konsep serupa. Validitas konstruk didapat melalui penghitungan *corrected item-rest correlation* untuk afek positif sebesar 0.55 hingga 0.74. Untuk afek negatif didapatkan koefisien korelasi sebesar 0.45 hingga 0.66. Alat ukur ini telah diuji menggunakan Cronbach's alpha dan didapatkan nilai sebesar 0.87 untuk aspek afek positif, 0.81 untuk aspek afek negatif, dan 0.89 untuk penggabungan dua aspeknya. Keseluruhan item alat ukur diterjemahkan ke Bahasa Indonesia melalui proses *back translate* dan *expert judgment* untuk memastikan bahwa item telah sesuai dengan topik dan konteks penelitian. Peneliti kemudian melakukan uji baca kepada 5 orang berbeda untuk mengukur sejauh mana keterbacaan instrumen alat ukur oleh responden. Melalui *item-rest correlation* didapatkan range nilai dari 0.794 hingga 0.822.

4. *Flourishing Scale* (FS)

Diener et al. (2010) menyusun alat ukur Flourishing Scale yang terdiri atas aspek-aspek berupa optimisme, merasa dihormati, penerimaan diri, kompetensi, memberikan kontribusi terhadap kesejahteraan orang lain, keterlibatan dan ketertarikan, hubungan yang mendukung dan memberi penghargaan, serta makna dan tujuan hidup. Alat ukur ini terdiri dari 8 item menggunakan skala 1–7 (1 = sangat tidak setuju, 7 = sangat setuju). Skor total berkisar antara 8 hingga 56; semakin tinggi skor, semakin tinggi tingkat keberfungsian psikologis individu. Alat ukur ini valid karena telah diuji *corrected item rest-correlation*-nya dengan angka sebesar 0.57 hingga 0.71. Flourishing Scale menunjukkan reliabilitas yang baik, yang diukur dengan menggunakan koefisien Cronbach's alpha. Nilai yang diperoleh adalah sebesar 0.8. Keseluruhan item alat ukur diterjemahkan ke Bahasa Indonesia melalui proses *back translate* dan *expert judgment* untuk memastikan bahwa item telah sesuai dengan topik dan konteks penelitian. Peneliti kemudian melakukan uji baca kepada 5 orang berbeda untuk mengukur sejauh mana keterbacaan instrumen alat ukur oleh responden. Melalui *item-rest correlation* didapatkan range nilai dari 0.812 hingga 0.844.

Analisis

Data dianalisis menggunakan perangkat lunak JASP. Analisis dimulai dengan uji normalitas Kolmogorov–Smirnov untuk memastikan distribusi data. Seluruh variabel menunjukkan nilai signifikansi > 0.05, sehingga dianggap berdistribusi normal. Selanjutnya dilakukan uji korelasi Pearson Product-Moment untuk mengetahui *hubungan* antara *social capital* (*online* dan offline) dengan *subjective well-being* (kepuasan hidup, afek positif, afek negatif, dan *flourishing*). Nilai koefisien korelasi berkisar antara –1 hingga +1, dengan tanda positif menunjukkan hubungan searah dan tanda negatif menunjukkan hubungan berlawanan arah.

3. Hasil dan Diskusi

Tabel 1. Hasil Analisis Data Demografis

Kategori	*n*	%
Jenis Kelamin		
Laki-laki	25	12.38%
Perempuan	177	87.62%
Domisili		
Pulau Jawa	155	76.73%
Pulau Sumatera	41	20.30%
Pulau Kalimantan	3	1.49%
Taiwan	2	0.99%
China	1	0.50%
Usia		
18	6	2.97%
19	17	8.42%
20	33	16.34%
21	74	36.63%
22	58	28.71%
23	12	5.94%
24	2	0.99%
Pendidikan Terakhir		
SMP	1	0.50%
SMA	149	73.76%
D3	3	1.49%
S1	49	24.26%

Mayoritas partisipan dalam penelitian ini berjenis kelamin perempuan (87,62%) dan berada dalam rentang usia emerging adulthood, yaitu 18–24 tahun. Distribusi usia menunjukkan bahwa sebagian besar partisipan didominasi oleh individu berusia 21 tahun (36,63%), diikuti oleh usia 22 tahun (28,71%). Dari segi domisili, mayoritas partisipan berasal dari Pulau Jawa (76,73%), sementara sisanya tersebar di wilayah lain seperti Pulau Sumatera, Pulau Kalimantan, serta luar negeri. Walaupun berdomisili di luar negeri, seluruh partisipan berasal dari Indonesia dan berkewarganegaraan Indonesia sehingga dianggap tidak memiliki perbedaan secara budaya dalam konteks hubungan digital. Oleh karena itu ketiga responden tetap dilibatkan dalam penelitian ini. Ditinjau dari status pekerjaan, sebagian besar partisipan berstatus sebagai mahasiswa/i (72,77%), yang menunjukkan bahwa sampel penelitian ini didominasi oleh individu yang masih berada dalam tahap pendidikan tinggi.

Pengujian normalitas data dilakukan dengan metode Kolmogorov-Smirnov melalui aplikasi JASP dengan pertimbangan jumlah sampel lebih dari 50. Pada variabel *offline social capital,* diperoleh nilai $p = .202$, sedangkan pada *online social capital* diperoleh $p = .167$. Kedua nilai tersebut lebih besar dari 0.05 yang menandakan bahwa data tidak menunjukkan penyimpangan yang signifikan dari distribusi normal.

Pada variabel *subjective well-being*, hasil uji normalitas pada SWLS yang mewakili kepuasan hidup menunjukkan nilai $p = .286$. Selanjutnya, SPANE-P menunjukkan nilai $p = .014$, SPANE-N sebesar $p = .105$, SPANE-B sebesar $p = .270$, dan *Flourishing Scale* sebesar $p = .192$. Sebagian besar nilai p lebih besar dari .05 sehingga data pada SWLS, SPANE-N, SPANE-B, dan Flourishing Scale tidak menunjukkan penyimpangan yang signifikan dari distribusi normal. Sementara itu, SPANE-P memiliki nilai $p<.05$ yang menunjukkan adanya penyimpangan dari distribusi normal. Namun, berdasarkan hasil pemeriksaan Q-Q plot, SPANE-P masih menunjukkan hasil yang relatif normal sehingga pengujian statistik akan tetap menggunakan korelasi Pearson.

Uji Hipotesis

Tabel 2. Hasil Analisis Korelasi *Offline Social Capital* dengan Alat Ukur *Subjective Well-Being*

Variabel	1	2	3	4	5	6
1. OFF SC	—					
2. SWLS	.149*	—				
3. SPANE-P	.254*	.484*	—			
4. SPANE-N	–.027	–.171*	–.429*	—		
5. SPANE-B	.155*	.372*	.817*	–.871*	—	
6. FS	.346*	.545*	.626*	–.340	.558*	—

* p < .05, p < .01, * p < .001

Mempertimbangkan distribusi data normal pada kedua variabel, uji korelasi dilakukan dengan Pearson Product Moment antara *offline social capital* dan hasil dari ketiga alat ukur *subjective well-being*. Melalui korelasi antara *offline social capital* dengan hasil dari Satisfaction With Life Scale, diperoleh $r(202) = .149$, $p = .35$) yang berarti korelasi signifikan, namun lemah. Artinya terdapat hubungan positif antara *offline social capital* dan kepuasan hidup pengguna Instagram *emerging adulthood*. Semakin tinggi *offline social capital*, maka kepuasan hidup akan semakin tinggi. Berlaku juga sebaliknya, semakin rendah *offline social capital* maka kepuasan hidup akan semakin rendah.

Adapun hasil uji korelasi antara *offline social capital* dengan hasil dari SPANE-P menghasilkan korelasi yang positif signifikan ($r(202) = .254$, $p < .001$). Artinya, semakin tinggi *offline social capital*, maka semakin tinggi afek positif. Sebaliknya, semakin rendah *offline social capital* maka semakin rendah afek negatif. Namun, tidak ditemukan hubungan yang signifikan antara *offline social capital* dan hasil SPANE-N yang mewakilkan afek negatif atau SPANE-N ($r(202) = –.027$, $p = .705$) *Offline social capital* menunjukkan korelasi positif yang signifikan dengan SPANE-B (r(202) = .155, p = .027). Artinya terdapat hubungan positif antara *offline social capital* dan keseimbangan afek keseluruhan pada pengguna Instagram *emerging adulthood*. Semakin tinggi *offline social capital* maka semakin tinggi pula keseimbangan afeknya.

Hasil analisis menunjukkan bahwa terdapat hubungan positif yang signifikan antara *offline social capital* dan *flourishing* ($r(202) = .346$, $p < .001$). Artinya, semakin tinggi *offline social capital* maka semakin tinggi pula keberfungsian psikologisnya. Sebaliknya, semakin rendah *offline social capital* maka semakin rendah pula keberfungsian psikologisnya.

Tabel 3. Hasil Analisis Korelasi Dimensi *Offline Bonding & Bridging Social Capital* dengan Alat Ukur *Subjective Well-Being*

Variabel	1	2	3	4	5	6	7
1. OFF BONDING	—						
2. OFF BRIDGING	.367*	—					
3. SWLS	.106	.141*	—				
4. SPANE-P	.137	.288*	.484*	—			
5. SPANE-N	–.009	–.008	–.171*	–.429*	—		
6. SPANE-B	.098	.162*	.372*	.817*	–.871*	—	
7. FS	.204	.374*	.545*	.626*	–.340	.558*	—

* p < .05, p < .01, * p < .001

Jika dilihat melalui pengujian per dimensinya, korelasi dimensi *offline bonding social capital* dengan hasil dari Satisfaction With Life Scale menunjukkan nilai $r(202) = .106$. p = .132. Tidak terdapat korelasi signifikan antara keduanya. Sementara *offline bridging social capital* dengan SWLS menunjukkan nilai $r(202) = .141$. p =

.044, yaitu korelasi positif yang signifikan. Hal ini menunjukkan bahwa semakin tinggi *offline bridging social capital*, semakin tinggi kepuasan hidup.

Pengujian antara dimensi *offline bonding social capital* dengan hasil dari SPANE-P memperoleh nilai $r(202) = .137$. $p = .051$ yang berarti keduanya tidak berkorelasi signifikan. Kemudian, pengujian antara dimensi *offline bonding social capital* dengan hasil dari SPANE-N mendapatkan nilai sebesar $r(202) = -.036$. $p = .608$ yang artinya tidak ada korelasi antara keduanya. Selanjutnya, melalui pengujian antara dimensi *offline bonding social capital* dengan hasil dari SPANE-B menghasilkan $r(202) = .098$. $p = .165$. Artinya tidak terdapat korelasi yang signifikan antara keduanya. Selain itu, korelasi *offline bridging social capital* dengan SPANE-P menghasilkan $r(202) = .288$. $p < .001$ yang artinya terdapat korelasi positif signifikan antara keduanya. Semakin tinggi *offline bridging social capital*, maka afek positif akan semakin tinggi. Berlaku juga sebaliknya, semakin rendah *offline bridging social capital* maka afek positif semakin rendah. Namun, *offline bridging social capital* dan SPANE-N tidak berkorelasi ($r(202) = -.008$. $p = .912$). Sedangkan, korelasi *offline bridging social capital* dengan SPANE-B menghasilkan $r(202) = .162$. $p = .021$ yang artinya terdapat korelasi positif signifikan antara keduanya. Semakin tinggi *offline bridging social capital*, maka keseimbangan antara afek negatif dan positif akan semakin tinggi. Berlaku juga sebaliknya, semakin rendah *offline bridging social capital* maka keseimbangan antara afek negatif dan positif semakin rendah.

Keseluruhan dimensi *offline social capital* memiliki hubungan positif signifikan dengan hasil dari Flourishing Scale. Pengujian antara dimensi *offline bonding social capital* dengan hasil dari Flourishing Scale menghasilkan nilai sebesar $r(202) = .204$. $p = .004$. Semakin tinggi *offline bonding social capital*, maka kebermaknaan hidup akan semakin tinggi. Berlaku juga sebaliknya, semakin rendah *offline bonding social capital* maka kebermaknaan hidup semakin rendah. Lalu, pengujian antara *offline bridging social capital* dan Flourishing Scale menghasilkan nilai sebesar $r(202) = .374$. $p < .001$ yang artinya terdapat korelasi positif signifikan antara keduanya. Semakin tinggi *offline bridging social capital*, maka kebermaknaan hidup akan semakin tinggi. Berlaku juga sebaliknya, semakin rendah *offline bridging social capital* maka kebermaknaan hidup semakin rendah.

Tabel 4. Hasil Analisis Korelasi Dimensi *Online Social Capital* dengan Alat Ukur *Subjective Well-Being*

Variabel	1	2	3	4	5	6
1. ON SC	—					
2. SWLS	0.128	—				
3.SPANE-P	0.279	.484*	—			
4.SPANE-N	0.024	–.171*	–.429*	—		
5.SPANE-B	0.137	.372*	.817*	–.871*	—	
6. FS	0.295*	.545*	.626*	–.340	.558*	—

* p < .05, p < .01, * p < .001

Uji korelasi dilakukan dengan Pearson Product Moment antara *online social capital* dan hasil dari ketiga alat ukur *subjective well-being.* Melalui uji korelasi antara *online social capital* dengan hasil dari Satisfaction With Life Scale tidak ditemukan adanya korelasi yang signifikan ($r(202) = .128$. $p = .068$). Terdapat korelasi positif signifikan antara *online social capital* dengan SPANE-P ($r(202) = .279$. $p < .001$). Artinya, semakin tinggi *online social capital* diikuti oleh semakin tinggi afek positif. Sebaliknya, semakin rendah *online social capital* diikuti oleh semakin rendah afek positif. Namun, tidak ditemukan hubungan yang signifikan antara *online social capital* dan hasil SPANE-N yang mewakili afek negatif ($r(202) = .024$. $p = .734$). Begitu juga dengan *online social capital* dan SPANE-B yang mewakili keseimbangan afek ($r(202) = .137$. $p = .052$). *Online social capital* menunjukkan korelasi signifikan positif dengan *flourishing* ($r(202) = .295$ $p < .001$). Artinya, semakin tinggi *online social capital* diikuti oleh semakin tinggi pula keberfungsian psikologisnya. Sebaliknya, semakin rendah *online social capital* diikuti oleh semakin rendah pula keberfungsian psikologisnya.

Tabel 5. Hasil Analisis Korelasi Dimensi *Online Bonding & Bridging Social Capital* dengan Alat Ukur *Subjective Well-Being*

Variabel	1	2	3	4	5	6	7
1. ON BONDING	—						
2. ON BRIDGING	0.581*	—					
3. SWLS	0.114	0.114	—				
4. SPANE-P	0.271*	0.224*	.484*	—			
5. SPANE-N	–0.010	0.056	–.171*	–.429*	—		
6. SPANE-B	0.154*	0.086	.372*	.817*	–.871*	—	
7. FS	0.188	0.343*	.545*	.626*	–.340	.558*	—

* p < .05, p < .01, * p < .001

Jika dilihat melalui pengujian per dimensinya, korelasi dimensi *online bonding social capital* dengan hasil

dari Satisfaction With Life Scale menghasilkan $r(202) = .114$. $p = .104$. Dilanjutkan dengan dimensi *online bridging social capital* yang menghasilkan nilai sebesar $r(202) = .114$. $p = .105$. Keduanya tidak berkorelasi secara signifikan.Pengujian antara dimensi *online bonding social capital* dengan hasil dari SPANE-P memperoleh $r(202) = .271$. $p < .001$ yang berarti keduanya berkorelasi positif signifikan. Dilanjutkan dengan pengujian antara dimensi *online bridging social capital* dengan hasil dari SPANE-P yang berkorelasi positif signifikan dengan perolehan nilai $r(202) = .224$. $p = .001$. Artinya, semakin banyak afek positif yang dirasakan diikuti oleh semakin tinggi *online bonding social capital* dan *online bridging social capital* yang dimiliki. Begitu pula sebaliknya, semakin sedikit afek positif yang dirasakan diikuti oleh semakin rendah *online bonding social capital* dan *online bridging social capital* yang dimiliki.

Kemudian, pengujian antara dimensi *online bonding social capital* dengan hasil dari SPANE-N mendapatkan nilai sebesar $r(202) = -.010$. $p = .884$ yang artinya tidak ada korelasi antara keduanya. Lalu, pengujian antara dimensi *online bridging social capital* dengan hasil dari SPANE-N menunjukkan $r(202) = .056$. $p = .427$. Artinya tidak ada korelasi antara *online bonding social capital* dan *online bridging social capital* dengan afek negatif individu.Pengujian antara dimensi *online bonding social capital* dengan hasil dari SPANE-B memperoleh $r(202) = .154$. $p = .028$. Sementara itu, pengujian antara dimensi *online bridging social capital* dan hasil dari SPANE menghasilkan nilai sebesar $r(202) = .086$. $p = .222$. Artinya tidak ada korelasi antara *online bonding social capital* dan *online bridging social capital* dengan keseimbangan afek individu.Keseluruhan dimensi *online social capital* memiliki hubungan positif signifikan dengan hasil dari Flourishing Scale. Pengujian antara dimensi *online bonding social capital* dengan hasil dari Flourishing Scale menghasilkan nilai $r(202) = .188$. $p = .007$. Lalu, pengujian antara *online bridging social capital* dan Flourishing Scale menghasilkan nilai $r(202) = .343$. $p < .001$ yang artinya terdapat korelasi positif signifikan antara keduanya.

Pembahasan

Penelitian ini bertujuan untuk melihat hubungan antara *online* dan *offline social capital* dan *subjective well-being emerging adulthood* pengguna Instagram. Analisis dilakukan dalam dua konteks, yakni *offline social capital* dan *online social capital*, masing-masing dikaitkan dengan *subjective well-being*. Hasil analisis menunjukkan adanya hubungan positif signifikan antara *offline* dan *online social capital* dengan berbagai komponen *subjective well-being*.

Dugaan yang mendasari hal ini adalah manusia merupakan makhluk yang tidak dapat dipisahkan dari hubungan sosial, baik hubungan yang erat maupun longgar, seperti keluarga, tetangga, rekan kerja, dan teman. Orang-orang yang ditemui setiap hari walaupun hanya sebentar atau sekadar saling menyapa, turut membentuk jaringan sosial individu (Webster et al., 2020). Kehadiran mereka dapat memengaruhi perasaan, suasana, dan cara pandang hidup (Webster et al., 2020). Menurut Putnam (2000), bahkan interaksi kecil dengan orang asing dapat dianggap sebagai investasi dalam s*ocial capital* dan diibaratkan seperti menabung uang receh sedikit demi sedikit. Penelitian lain juga menunjukkan bahwa dukungan dari jaringan sosial yang dimiliki seseorang memiliki hubungan positif dan kausal dengan kesehatan mental dan *well-being* (Webster et al., 2020).

Lebih spesifiknya masyarakat Indonesia termasuk masyarakat kolektif, yaitu masyarakat yang mengutamakan kepentingan kelompok dibandingkan individu (Zakiya & Hariyadi, 2022). Oleh karena itu, individu yang menganut nilai ini cenderung menjalin kedekatan emosional yang erat dan saling bergantung dengan sesamanya (Zakiya & Hariyadi, 2022). Cheng et al. (2018) menemukan bahwa kekuatan dari jaringan komunikasi berhubungan dengan dukungan emosional yang dirasakan serta penyesuaian sosial budaya individu. Hubungan ini cenderung mengurangi stres serta memberikan timbal balik, kepercayaan, dan dukungan emosional (Kalaitzaki et al., 2020). Hal ini didukung oleh penelitian Ng & Diener (2020) yang menemukan adanya hubungan erat antara stres dan *subjective well-being*. Oleh karena itu tidak mengherankan jika *offline* dan *online social capital* dapat memberikan hubungan yang berarti pada *well-being* masyarakat Indonesia yang kolektif. Peneliti menduga bahwa dukungan emosional yang kolektif dapat berhubungan dengan tingkat stres. Walau begitu asumsi ini masih perlu dikaji dan dibuktikan pada penelitian selanjutnya.

Media sosial merupakan salah satu sarana untuk membangun hubungan sosial secara *online*. Secara *offline*, individu seringkali tidak memiliki waktu atau energi untuk mempertahankan banyak ikatan lemah. Adanya media sosial membantu individu dalam memperluas jaringan sosial mereka, dam meningkatkan *online social capital* (Verduyn et al., 2017). Media sosial juga dapat membantu meningkatkan *bridging social capital* dengan memungkinkan pengguna mempertahankan jaringan koneksi yang luas, serta *bonding social capital* dengan menjaga hubungan dekat dan menyedakan dukungan sosial (Verduyn et al., 2017).

Namun, ditemukan bahwa *offline social capital* memberikan kontribusi lebih besar terhadap komponen-komponen *subjective well-being.* Dugaan yang dapat diambil adalah adanya kaitan dengan karakteristik hubungan sosial luring yang memungkinkan individu memperoleh dukungan emosional, rasa memiliki, kepercayaan, serta interaksi sosial secara langsung. Iqbal et al. (2023) menemukan individu yang memiliki hubungan kuat dengan keluarga dan teman cenderung merasa lebih didukung dan memiliki rasa memiliki. Hal ini juga sejalan dengan

Requena & Ayuso (2021) yang menyatakan bahwa jaringan *online* tidak dapat menggantikan jaringan *offline*, melainkan keduanya saling melengkapi dalam mendukung *well-being.*

Hubungan positif yang signifikan ditemukan antara *offline social capital* dan aspek kognitif *life satisfaction.* Temuan ini menunjukkan bahwa individu dengan *offline* social capital yang tinggi cenderung merasa lebih puas dengan kehidupannya secara keseluruhan. Dugaan yang dapat diajukan untuk hal ini adalah temuan dari penelitian Chu et al., (2023) yang menunjukkan bahwa individu dari kelompok usia 18-29 cenderung memiliki kepuasan hidup yang lebih tinggi. Hal ini dikarenakan keikutsertaan dalam jaringan sosial yang beragam memberi manfaat seperti dukungan psikologis, peluang pengembangan diri, dan mengurangi emosi negatif (Chu et al., 2023).Selanjutnya, *offline social capital* juga berhubungan positif signifikan dengan afek positif dan keseimbangan afek. Menurut penelitian oleh Gómez-Balcácer et al.(2020), manusia membentuk berbagai jenis hubungan interpersonal sepanjang hidup mereka dan membutuhkan dukungan sosial untuk merasa bahagia. Ikatan sosial menghasilkan tingkat kebahagiaan yang lebih tinggi, hal ini karena ketika seseorang merasa didengar, dipahami, didukung, dan dihargai, *well-being* mereka meningkat (Gómez-Balcácer et al., 2022). Setyari et al. (2022) juga menyatakan bahwa partisipasi dalam kegiatan sosial *offline* membuat individu merasa lebih bahagia dibandingkan dengan mereka yang tidak berpartisipasi.

Offline social capital juga berhubungan positif signifikan dengan *flourishing*. Melalui penelitian yang dilakukan oleh Du Plooy et al., (2018), ditemukan bahwa ada atau tidaknya akses terhadap sumber dukungan sosial dapat memengaruhi apakah seseorang mengalami *flourishing* atau justru merasa stres dan tertekan. *Social capital* juga mendorong perkembangan individu melalui adanya kerja sama, akses terhadap informasi, dan jaringan sosial yang luas (Irwandi, 2024). Hal ini karena *social capital* dapat mempermudah pertukaran informasi, sumber daya, dan dukungan (Irwandi, 2024). Namun, *online social capital* tidak menunjukkan adanya hubungan dengan kepuasan hidup. *Online social capital* hanya berhubungan positif dengan SPANE-P dan *flourishing.* Penelitian oleh Anasril dan Susanti (2025) terhadap *emerging adulthood* pengguna Instagram menemukan bahwa *upward social comparison* atau perbandingan diri terhadap orang yang menurut mereka lebih baik berpengaruh negatif terhadap kepuasan hidup. Namun, jaringan *online* ditemukan tidak menggantikan jaringan *offline* dalam menghasilkan kebahagiaan, bahkan jaringan *online* memiliki pengaruh sedikit lebih besar terhadap *well-being* (Requena & Ayuso, 2021; Mano & Rosenberg, 2021).

Menurut Marciano et al. (2023), interaksi sosial positif di media sosial menunjukkan tingkat *flourishing* yang lebih tinggi. Menurut Gudka et al. (2023), membangun *social capital* dan dukungan sosial adalah cara bagaimana media sosial dapat mendukung *flourishing.* Kemudian, menurut Hamid et al. (2022) media sosial dapat membantu membentuk dan memperkuat jenis persahabatan yang bermakna selama tidak ditujukan untuk menggantikan interaksi langsung, melainkan justru sebagai pendukung. Ciri-ciri yang muncul dalam hubungan ini mencakup saling memahami, empati, kesadaran diri, dan berbagi kehidupan bersama (Hamid et al., 2022).

Tidak dapat dipungkiri, hubungan tatap muka bukan lagi satu-satunya cara untuk berkomunikasi dan berinteraksi dalam masyarakat. Adanya perkembangan teknologi membuat manusia perlu mempertimbangkan interaksi digital serta kombinasi antara tatap muka dan digital (Requena & Ayuso, 2019). Maka dari itu, dapat dikatakan bahwa keduanya saling melengkapi dalam pencapaian *subjective well-being* yang optimal bagi individu, terutama bagi mereka yang memiliki keterbatasan waktu atau fisik (Requena & Ayuso, 2021; Mano & Rosenberg, 2021).

Jika dilihat dari uji korelasi per dimensi, ditemukan bahwa dimensi *bridging* dari o*ffline social capital* memiliki hubungan positif yang signifikan dengan *life satisfaction*. Namun, tidak dengan *offline social capital* dengan *life satisfaction*. Hal ini sedikit melenceng dari penelitian oleh Chao et al. (2024) yang menyatakan bahwa *offline social capital,* baik *bridging* dan *bonding* terbukti memiliki hubungan positif signifikan terhadap *life satisfaction*. *Life satisfaction* sendiri merupakan penilaian kognitif individu terhadap kehidupannya (Diener, 2009). Dugaan peneliti, mayoritas peserta telah memenuhi standar pribadi terkait jaringan sosial mereka. Terlebih seluruh peserta berada pada fase emerging adulthood yang sedang mengeksplorasi identitas, gaya hidup, dan karier (Luo, 2024). Temuan ini konsisten dengan penelitian yang menunjukkan bahwa usia 18–29 dengan *offline social capital tinggi* cenderung memiliki *life satisfaction* lebih tinggi (Chu et al., 2023; Öztürk & Yilmaz, 2021).

Namun, pada dimensi *online bonding* dan *bridging* tidak ditemukan hubungan signifikan antara keduanya. Dugaan tersebut datang dari cara penggunaan media sosial. Keberadaan berbagai ikatan lemah yang dimiliki oleh pengguna media sosial mendorong mereka untuk mengejar penampilan sosial sempurna (Li, 2018; Hu & Liu, 2020). Hal ini memicu perbandingan sosial ke atas (*upward social comparison*) yang pada akhirnya dapat menghasilkan penilaian negatif terhadap kehidupan (Li, 2018; Hu & Liu, 2020). Akibatnya, hal ini menyebabkan kecemasan sosial, depresi, penurunan kebahagiaan, dan menurunnya kepuasan hidup Reer (Haque et al., 2024).

Dimensi s*ocial capital* menunjukkan keterkaitan dengan dimensi afektif *subjective well-being*. Hasil dari SPANE-P (mewakili afek positif) memiliki korelasi positif dengan hampir semua dimensi *social capital* kecuali *offline bonding social capital*, sedangkan SPANE-N (mewakili afek negatif) tidak menunjukkan korelasi yang signifikan. Sementara itu, SPANE-B (mewakili keseimbangan antara afek positif dan negatif) hanya berkorelasi dengan *offline bridging social capital.* Dugaan yang dapat mendasari adalah penelitian oleh Iqbal et al. (2023)

terhadap demografi serupa yang menyatakan bahwa *offline bridging social capital* memiliki hubungan positif dengan kebahagiaan. Individu yang memiliki hubungan beragam antar kelompok cenderung memiliki lebih banyak peluang untuk pengalaman baru dan sudut pandang berbeda, yang meningkatkan *well-being* dan kebahagiaan (Helliwell & Putnam, 2004). Temuan lain didapat dari penelitian Oshio et al. (2016) yang menyatakan bahwa ikatan yang dilandaskan kepercayaan kepada orang lain memungkinkan interaksi yang lebih aman dan nyaman, sehingga berpengaruh pada kebahagiaan.

Di saat yang sama, terdapat ketidaksesuaian dari hasil penelitian oleh Iqbal et al., (2023) yang menyatakan terdapat korelasi antara *offline bonding social capital* dan kebahagiaan. Peneliti menduga bahwa salah satu faktor yang menunjukkan hasil tersebut adalah kekurangan yang dimiliki oleh jenis *social capital* tersebut. *Bonding social capital* merupakan ikatan sosial yang dibentuk berdasarkan kesamaan dalam aspek-aspek mendasar tertentu (Baycan,& Öner, 2023). Walaupun terkait dengan kepercayaan dan timbal balik, jaringan yang terlalu padat juga dapat membatasi kebebasan orang didalamnya (Baycan & Öner, 2023).

Dalam konteks *online*, cara penggunaan media sosial secara aktif dan pasif dapat menjadi dugaan. Penggunaan media sosial secara pasif merujuk pada penggunaan media sosial untuk memperoleh informasi tanpa terlibat dalam interaksi yang menambah jaringan sosial, seperti menjelajahi dan melihat konten milik orang lain (Thorisdottir et al., 2019). Penggunaan aktif mencakup aktivitas seperti mengobrol, membagikan foto atau pembaruan status kepada audiens tertentu, atau memposting konten pribadi lainnya yang kemudian dapat dikomentari atau diberi tanda suka oleh orang lain (Thorisdottir et al., 2019).

Penggunaan aktif media sosial dapat memfasilitasi komunikasi secara *online*. Perolehan *social capital* juga dianggap sebagai dasar dari dampak positif penggunaan aktif media sosial terhadap kesehatan mental dan *subjective well-being* (Verduyn et al., 2021). Menggunakan media sosial secara aktif untuk berinteraksi dengan orang lain meningkatkan *well-being* dengan cara meningkatkan *social capital* dan perasaan keterhubungan (Verduyn et al., 2022). Selain itu, dukungan sosial secara *online* memediasi hubungan antara penggunaan aktif dan berkurangnya *depressed mood* (Thorisdottir et al., 2019). Oleh karena itu tidak mengherankan jika hasil penelitian ini yang menunjukkan bahwa *online social capital* berhubungan dengan perasaan positif.

Sebaliknya, penggunaan media sosial secara pasif dapat menyebabkan perasaan iri (Verduyn et al., 2017). Salah satu penyebabnya adalah unggahan mengenai kejadian hidup yang positif, pencapaian, konten menghibur, dan terkadang beberapa pengguna lain mempresentasikan diri mereka secara berlebihan (Latif et al., 2020). Tidak hanya itu, algoritma media sosial yang cenderung memperlihatkan orang-orang yang mirip dengan pengguna dapat meningkatkan kemungkinan pengguna untuk membandingkan diri (Verduyn et al., 2017). Hal ini didukung oleh penelitian Chhatwani et al., (2022) yang menemukan bahwa penggunaan situs jejaring sosial secara pasif mengurangi pengalaman emosi positif dan membuat pengguna mengalami lebih banyak emosi negatif.

Ditemukan bahwa seluruh dimensi pada *online* dan *offline social capital* berkorelasi positif dengan *flourishing*. Hal ini didukung oleh penelitian dalam Yudha & Urbayatun (2020), yang mana terdapat hubungan positif sedang antara dukungan sosial dan *flourishing*. Teori *flourishing* sendiri menekankan pentingnya keterlibatan yang bermakna dan koneksi sosial dalam *well-being* (Koçak, 2025). Temuan menarik adalah korelasi tertinggi ditemukan pada *offline bridging social capital*, yang berfungsi sebagai jembatan sosial untuk memperoleh peluang dan inovasi baru (Claridge, 2018). Akses terhadap sumber daya dan pengalaman tersebut membantu individu mencapai potensi dirinya dan memaknai hidup secara positif (Sekarini et al., 2020).

Media sosial juga dapat memperkuat hubungan sosial nyata dan meningkatkan dukungan emosional, meskipun efeknya cenderung bersifat sementara (Marciano et al., 2022; Neubaum et al., 2014; Bayer et al., 2018). Menurut model *interpersonal connection behaviors* yang dicetuskan oleh Clark et al. (2018), kualitas koneksi sosial di media sosial bergantung pada kemampuan pengguna sendiri dalam membangun hubungan yang bermakna. Faktor kepribadian seperti *extraversion* dan *agreeableness* juga dapat memengaruhi sejauh mana individu membangun *social capital* dan memperoleh *well-being* (Requena & Ayuso, 2021; Chao et al., 2024).

Keterbatasan dalam penelitian ini adalah pada perbandingan proporsi partisipan yang terbilang jauh, sehingga mempersulit dalam membandingkan antar kategori. Maka dari itu, peneliti tidak dapat membuat perbandingan secara akurat dan menyeluruh. Selain itu, adanya perbandingan yang jauh ini berpotensi memengaruhi validitas temuan saat melakukan perbandingan antar kategori, sehingga peneliti tidak dapat menarik kesimpulan yang akurat atau mewakili populasi secara umum. Selain itu, keterbatasan lainnya datang dari teknik sampling yang digunakan. Peneliti menggunakan teknik *convenience sampling.* Jenis teknik *sampling* ini dipilih karena kemudahan akses dan pertimbangan akan durasi waktu penelitian. Hal ini menyebabkan hasil penelitian kurang dapat digeneralisasi ke populasi yang lebih luas.

Adapun hasil dari pengujian korelasi per dimensi menunjukkan bahwa keseluruhan dimensi dari *social capital* berkorelasi secara positif dengan *flourishing*. Secara teoritis, *flourishing* membahas aspek eudaimonik dari *well-being.* Meski dapat membantu melengkapi pengukuran *subjective well-being* untuk mendapatkan analisa yang lebih meluas*, flourishing* juga merupakan salah satu fokus dari konstruk *psychological well-being*. Maka dari itu, untuk penelitian selanjutnya dapat diarahkan ke *psychological well-being* agar diharapkan hasil penelitian mendapatkan pandangan yang lebih holistik.

Keterbatasan penelitian ini mencakup perbandingan proporsi partisipan yang tidak seimbang dan penggunaan teknik *convenience sampling*, yang membatasi generalisasi hasil. Penelitian selanjutnya disarankan untuk memperluas representasi sampel, mengarahkan fokus ke konstruk *psychological well-being*, serta mempertimbangkan peran *big five personality traits* sebagai faktor tambahan.

Secara praktis, hasil penelitian ini dapat menjadi acuan bagi individu untuk membangun *social capital* melalui interaksi positif, baik di dunia nyata maupun di media sosial. Pengembang media sosial disarankan untuk merancang fitur yang mendorong komunikasi aktif, interaksi bermakna, dan rasa keterhubungan antar pengguna, guna meminimalkan dampak negatif dari penggunaan pasif. Dengan demikian, media sosial dapat berfungsi sebagai sarana pendukung bagi *subjective well-being* penggunanya.

4. Kesimpulan

Secara umum, *offline social capital* menunjukkan korelasi yang lebih kuat dibandingkan *online social capital*. Pada dimensi *offline bonding social capital*, ditemukan hubungan positif dengan afek positif, keseimbangan afek, dan *flourishing*. Lebih lanjut *offline bridging social capital* berhubungan positif dengan hampir seluruh aspek *subjective well-being* kecuali afek negatif dan keseimbangan afek. Sementara itu, pada konteks daring, baik *online bonding* maupun *online bridging social capital* berhubungan positif dengan afek positif dan *flourishing*, yang menunjukkan bahwa koneksi di media sosial dapat berkontribusi pada perasaan positif dan *subjective well-being*. Hasil-hasil penelitian ini menunjukkan bahwa di era digital, menjalin hubungan baik secara daring maupun luring dapat memberikan manfaat khususnya terhadap *well-being* seseorang. Seseorang dapat tetap menjalin hubungan dalam berbagai bentuk media untuk membangun kapitalnya secara sosial, yang mungkin nantinya dapat berkontribusi langsung pada kesejahteraan mentalnya.

Pernyataan Penggunaan Artificial Intelligence (AI)

Dalam proses penyusunan manuskrip, penulis menggunakan ChatGPT (OpenAI) untuk membantu perbaikan tata bahasa dan struktur kalimat. Seluruh bagian yang menggunakan bantuan AI telah dilakukan peninjauan dan penulisan kembali.

Kontribusi Penulis

Penulis pertama (Irene Krisshinta Andree) bertanggung jawab atas konseptualisasi penelitian, pengembangan metodologi, pengumpulan dan pengelolaan data, analisis data, dan penulisan draf awal. Penulis kedua (Rocky) bertanggung jawab atas supervisi penelitian, penyediaan sumber daya, dan peninjauan kritis. Versi akhir manuskrip telah ditinjau dan disetujui oleh seluruh penulis. Seluruh penulis juga bertanggung jawab atas integritas ilmiah karya yang akan dipublikasikan.

Pernyataan Pendanaan

Penelitian ini tidak mendapatkan dukungan pendanaan eksternal. Penelitian ini didanai secara mandiri oleh penulis tanpa dukungan pendanaan dari lembaga atau organisasi manapun.

Konflik Kepentingan

Seluruh penulis tidak memiliki konflik kepentingan apapun yang berkaitan dengan penelitian maupun publikasi artikel ini.

5. Referensi

Anasril, Z. I., & Susanti, R. E. (2025). Pengaruh social comparison terhadap life satisfaction pada dewasa awal pengguna Instagram. *CAUSALITA: Journal of Psychology, 3*(1), 113–120. https://doi.org/10.62260/causalita.v3i1.423

Bartlett, J. E., Kotrlik, J. W., & Higgins, C. C. (2001b). Organizational Research: Determining Appropriate Sample Size in Survey Research Appropriate Sample Size in Survey Research. *Information Technology, Learning, and Performance Journal*, *19*(1).

Baycan, T., & Öner, Ö. (2023). The dark side of social capital: A contextual perspective. *Annals of Regional Science, 70*, 779–798. https://doi.org/10.1007/s00168-022-01112-2

Bayer, J., Ellison, N., Schoenebeck, S., Brady, E., & Falk, E. B. (2018). Facebook in context(s): Measuring emotional responses across time and space. *New Media & Society*, 20(3), 1047–1067. https://doi.org/10.1177/1461444816681522

Clark, J. L., Algoe, S. B., & Green, M. C. (2018). Social network sites and well-being: The role of social connection. *Current Directions in Psychological Science, 27*(1), 32–37. https://doi.org/10.1177/0963721417730833

Chao, M., Rozgonjuk, D., Elhai, J. D., Yang, H., & Montag, C. (2024). Personality associations with online vs. offline social capital and life satisfaction. *BMC Psychology*, *12*(1), 763. https://doi.org/10.1186/s40359-024-02265-9

Chhatwani, M., Mishra, S. K., & Rai, H. (2022). Active and passive social media usage and depression among the elderly during COVID-19: does race matter? *Behaviour & Information Technology*, *42*(2), 215–226. https://doi.org/10.1080/0144929X.2022.2045359

Cheng, Y., Meng, J., & Liu, S. (2018). Personal network structure and perceived social support in the context of intercultural adjustment. *Communication Quarterly, 66*(5), 576–594. https://doi.org/10.1080/01463373.2018.1515782

Chu, M., Ma, H., Lee, C., Zhao, Z., Chen, T., Zhang, S., & Chiang, Y. (2023). Effect of online and offline social network group clusters on life satisfaction across age groups. *Heliyon*, *9*(5), e16176. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e16176

Claridge, T. (2018). Functions of social capital – bonding, bridging, linking. *Zenodo (CERN European Organization for Nuclear Research)*. https://doi.org/10.5281/zenodo.7993853

Creswell, J. W. (2015). *Educational research: Planning, conducting, and evaluating quantitative and qualitative research*. Pearson Education.

Diener, E. (2009). Personality and subjective well-being. In E. Diener (Ed.), *The science of well-being* (pp. 75–102). Springer. https://doi.org/10.1007/978-90-481-2350-6_4

Diener, E., Oishi, S., & Lucas, R. E. (2015). National accounts of subjective well-being. *American Psychologist*, 70(3), 234–242.Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., 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

Diener, E., Lucas, R. E., & Oishi, S. (2002). Subjective well-being: The science of happiness and life satisfaction. In C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 63–73). Oxford University Press. https://doi.org/10.1093/oso/9780195135336.003.0005

Diener, E. (Ed.). (2009). *The science of well-being: The collected works of Ed Diener*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-90-481-2350-6

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

Duan, N., Lu, H., & Lyu, H. (2025). Connection and happiness: An interactive study of social media, social capital, and the subjective well-being of international students. *Frontiers in Psychology, 16*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1548663

Du Plooy, D. R., Lyons, A., & Kashima, E. S. (2018). The effect of social support on psychological flourishing and distress among migrants in Australia. *Journal of Immigrant and Minority Health*, *21*(2), 278–289. https://doi.org/10.1007/s10903-018-0745-2

Fauzan, I. (2024, April 5). *Apa itu close friends Instagram? Temukan jawabannya di sini!* Kabar Garut. https://kabargarut.pikiran-rakyat.com/teknologi/pr-3217937399/apa-itu-close-friends-instagram-temukan-jawabannya-di-sini?page=all

Gravetter, F. J., & Forzano, L. B. (2018). *Research methods for the behavioral sciences*. Cengage Learning.

Gómez-Balcácer, L., Arechavala, N. S., & Gómez-Costilla, P. (2022). The importance of different forms of social capital for happiness in Europe: A multilevel structural equation model (GSEM). *Applied Research in Quality of Life, 18*(1), 601–624. https://doi.org/10.1007/s11482-022-10097-1

Gudka, M., Gardiner, K., & Lomas, T. (2023). Towards a framework for flourishing through social media: A systematic review of 118 research studies. *The Journal of Positive Psychology, 18*, 86-105. https://doi.org/10.1080/17439760.2021.1991447

Haque, M. R., Kour, M., & Miah, M. H. (2024). Impact of upward social comparison on college students' life satisfaction: Exploring relative deprivation and just world beliefs in social networking sites. *2024 Parul*

International Conference on Engineering and Technology (PICET), 1–7. https://doi.org/10.1109/PICET60765.2024.10716199

Hamid, N. A., Rashid, S. M., Ishak, M. S., & Wulan, R. R. (2022). Effects of social media usage: The well-being and flourishing of housewives. *Jurnal Komunikasi Malaysian Journal of Communication, 38*(1), 284–304. https://doi.org/10.17576/jkmjc-2022-3801-16

Helliwell, J. F., & Putnam, R. D. (2004). The social context of well-being. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London, 359*(1449), 1435–1446. https://doi.org/10.1098/rstb.2004.1522

Hong, I. P., & Bae, S. M. (2023). The Relationship Between Social Network Service Use Motives and Subjective Well-Being: The Mediating Effect of Online and Offline Social Capital. *Psychiatry Investigation*, 20(6), 493–503. https://doi.org/10.30773/pi.2022.0008

Hsu, L., Yueh, H., & Hsu, S. (2021). Subjective social capital and loneliness for the elderly: The moderator role of Line and Facebook use. *Social Media + Society*, *7*(3). https://doi.org/10.1177/20563051211043906

Hu, Y., & Liu, Q. (2020). Passive social network site use and adolescent materialism: Upward social comparison as a mediator. *Social Behavior and Personality: An International Journal, 48*(1), 1–8. https://doi.org/10.2224/sbp.8833

Irwandi, I. (2024). Social capital in Indonesia: Literature review. *Journal of Development Economics and Digitalization Tourism Economics, 1*(2), 52–60. https://doi.org/10.59407/jdedte.v1i2.626

Iqbal, M. M. A., Mahmood, Q. K., Saud, M., & Hayat, N. (2023). Social capital and happiness in university students: A higher-order analysis. *International Journal of Adolescence and Youth, 28*(1). https://doi.org/10.1080/02673843.2023.2261526

Kalaitzaki, A., Tsouvelas, G., & Koukouli, S. (2020). Social capital, social support and perceived stress in college students: The role of resilience and life satisfaction. *Stress and Health*. https://doi.org/10.1002/smi.3008

Karimah, L. N., & Musslifah, A. R. (2023). Gambaran subjective well-being pada mahasiswa program studi psikologi Universitas X. *Bureaucracy Journal: Indonesia Journal of Law and Social-Political Governance, 3*(3), 2594–2617. https://doi.org/10.53363/bureau.v3i3.347

Kaye, L. K. (2021). Exploring the "socialness" of social media. *Computers in Human Behavior Reports,* 3, 100083. https://doi.org/10.1016/j.chbr.2021.100083

Keles, B., McCrae, N., & Grealish, A. (2020). A systematic review: the influence of social media on depression, anxiety and psychological distress in adolescents. *International Journal of Adolescence and Youth*, *25*(1), 79–93. https://doi.org/10.1080/02673843.2019.1590851

Kemp, S. (2025). *Digital 2025: Indonesia*. DataReportal. https://datareportal.com/reports/digital-2025-indonesia

Kemp, S. (2025). *Digital 2026: Global overview report*. DataReportal. https://datareportal.com/reports/digital-2026-global-overview-report

Kim, C., & Shen, C. (2019). Connecting activities on social network sites and life satisfaction: A comparison of older and younger users. *Computers in Human Behavior, 105*, 106222. https://doi.org/10.1016/j.chb.2019.106222

Koçak, O., Çevik, O., & Şimşek, O. M. (2025). Flourishing through social development activities and social support: A holistic strategy for problematic smartphone use. *Psychiatric Quarterly*. https://doi.org/10.1007/s11126-025-10126-w

Latif, K., Weng, Q., Pitafi, A. H., Ali, A., Siddiqui, A. W., Malik, M. Y., & Latif, Z. (2020). Social comparison as a double-edged sword on social media: The role of envy type and online social identity. *Telematics and Informatics, 56*, 101470. https://doi.org/10.1016/j.tele.2020.101470

Li, Y. (2018). Upward social comparison and depression in social network settings. *Internet Research, 29*(1), 46–59. https://doi.org/10.1108/INTR-09-2017-0358

Liu, Y., & Wenling, C. (2023). Short video social media use and subjective wellbeing among young adults in rural China: The mediating roles of upward social comparison and online social capital. *International Journal of Communication and Society, 5*(1), 29–37. https://doi.org/10.31763/ijcs.v5i1.815

Lucas, R. E., & Diener, E. (2015). Personality and subjective well-being: Current issues and controversies. In M. Mikulincer, P. R. Shaver, M. L. Cooper, & R. J. Larsen (Eds.), *APA handbook of personality and social psychology, Vol. 4: Personality processes and individual differences* (pp. 577–599). American Psychological Association. https://doi.org/10.1037/14343-026

Luo, L. (2024). The key to life satisfaction in emerging adults: Unlocking the secrets of self-efficacy and physical activity. *Frontiers in Public Health, 12*. https://doi.org/10.3389/fpubh.2024.1431255

Mano, R., & Rosenberg, D. (2021). Online and offline social activity and sociability effects on wellbeing and social influence: A "spillover" effect. *Advances in Applied Sociology, 11*, 48–63. https://doi.org/10.4236/aasoci.2021.111005

Marciano, L., Ostroumova, M., Schulz, P. J., & Camerini, A. L. (2022). Digital media use and adolescents' mental health during the COVID-19 pandemic: A systematic review and meta-analysis. *Frontiers in Public Health, 9*, 793868. https://doi.org/10.3389/fpubh.2021.793868

Marciano, L., & Viswanath, K. (2023). Social media use and adolescents' well-being: A note on flourishing. *Frontiers in Psychology, 14*, 1092109. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1092109

Martha, Z. (2021). Penggunaan fitur media sosial Instagram Stories sebagai media komunikasi. *Jurnal Komunikasi Nusantara, 3*(1), 26–32. https://doi.org/10.33366/jkn.v3i1.67

Miller, L. A., & Lovler, R. L. (2018). *Foundations of psychological testing*. SAGE Publications.

Nankani, N. A., & Vijayan, N. D. (2024). Social connectedness and dimensions of emerging adulthood among young adults in India. *World Journal of Advanced Research and Reviews, 22*(1), 422–431. https://doi.org/10.30574/wjarr.2024.22.1.1091

NapoleonCat. (2023). *Instagram users in Indonesia.* https://napoleoncat.com/stats/instagram-users-in-indonesia/2023/02/

Neubaum, G., Rösner, L., Rosenthal-von der Pütten, A. M., & Krämer, N. C. (2014). Psychosocial functions of social media usage in a disaster situation: A multi-methodological approach. *Computers in Human Behavior, 34*, 28–38. https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.01.021

Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.

Oshio, T. (2016). Which is more relevant for perceived happiness, individual-level or area-level social capital? A multilevel mediation analysis. *Journal of Happiness Studies, 18*(3), 765–783. https://doi.org/10.1007/s10902-016-9752-y

Ostic, D., Qalati, S. A., Barbosa, B., Shah, S. M. M., Vela, E. G., Herzallah, A. M., & Liu, F. (2021). Effects of social media use on psychological well-being: A mediated model. *Frontiers in Psychology, 12*, 678766. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.678766

Öztürk, M. S., & Yilmaz, N. (2021). An examination of social capital in young people according to life satisfaction and some socio-demographic factors. *Opus Uluslararası Toplum Araştırmaları Dergisi*. https://doi.org/10.26466/opus.904662

Panjaitan, M. E., & Rahmasari, D. (2021). Hubungan antara social comparison dengan subjective well-being pada mahasiswi psikologi UNESA pengguna Instagram. *Character Jurnal Penelitian Psikologi, 8*(5), 189–202. https://doi.org/10.26740/cjpp.v8i5.41318

Pavot, W., & Diener, E. (2004). The subjective evaluation of well-being in adulthood: Findings and implications. *Ageing International, 29*(2), 113–135. https://doi.org/10.1007/s12126-004-1013-4

Putnam, R. D. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. Simon & Schuster.

Reimann, L., Ozimek, P., Rohmann, E., & Bierhoff, H. (2021). Post more! The mediating role of social capital between Instagram use and satisfaction with life. *Current Psychology, 42*(14), 12175–12189. https://doi.org/10.1007/s12144-021-02579-6

Requena, F., & Ayuso, L. (2019). Individualism or complementarity? The effect of digital personal networks on face-to-face personal networks. *Information, Communication & Society, 22*(14), 2097–2111.

Requena, F., & Ayuso, L. (2021). Online networks and subjective well-being: The effect of "Big Five" personality traits. *Social Inclusion, 9*(4), 399–412. https://doi.org/10.17645/si.v9i4.4507

Santrock, J. W. (2019). *Life-span development.* Edisi ke-17. McGraw-Hill Education.

Sarwono, Maryono, & Saptari, J. (2023). Instagram Live (IG Live) sebagai sarana sosialisasi layanan pustaka Perpustakaan Universitas Gadjah Mada di masa pandemi COVID-19. *Media Informasi, 32*(2), 135–145. https://doi.org/10.22146/mi.v32i2.10159

Sekarini, A., Hidayah, N., & Hayati, E. N. (2020). Konsep dasar flourishing dalam psikologi positif. *Psycho Idea, 18*(2), 124–134. https://doi.org/10.30595/psychoidea.v18i2.6502

Setyari, N. P. W., Purwanti, P. A. P., Saskara, I. A. N., & Bendesa, I. K. G. (2022). The effect of social capital on individual happiness in Indonesia. *SIMULACRA JURNAL SOSIOLOGI, 5*(1), 45–56. https://doi.org/10.21107/sml.v5i1.13951

Stefana, A., Dakanalis, A., Mura, M., Colmegna, F., & Clerici, M. (2022). Instagram use and mental well-being: The mediating role of social comparison. *The Journal of Nervous and Mental Disease, 210*(12), 960–965. https://doi.org/10.1097/nmd.0000000000001577

Streiner, D. L., & Norman, G. R. (1990). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use*. Oxford University Press.

Thorisdottir, I. E., Sigurvinsdottir, R., Asgeirsdottir, B. B., Allegrante, J. P., & Sigfusdottir, I. D. (2019). Active and passive social media use and symptoms of anxiety and depressed mood among Icelandic adolescents. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 22*(8), 535–542. https://doi.org/10.1089/cyber.2019.0079

Webster, D., Dunne, L., & Hunter, R. (2020). Association between social networks and subjective well-being in adolescents: A systematic review. *Youth & Society, 53*(2), 175–210. https://doi.org/10.1177/0044118X20919589

Williams, D. (2006). On and off the 'Net: Scales for social capital in an online era. *Journal of Computer-Mediated Communication, 11*(2), 593–628. https://doi.org/10.1111/j.1083-6101.2006.00029.x

Verduyn, P., Gugushvili, N., & Kross, E. (2022). Do social networking sites influence well-being? The extended active-passive model. *Current Directions in Psychological Science, 31*(1), 62–68. https://doi.org/10.1177/09637214211053637

Verduyn, P., Ybarra, O., & Kross, E. (2021). The impact of social network sites on mental health: Distinguishing active from passive use. *World Psychiatry, 20*, 133–134. https://doi.org/10.1002/wps.20820

Verduyn, P., Ybarra, O., Résibois, M., Jonides, J., & Kross, E. (2017). Do social network sites enhance or undermine subjective well-being? A critical review. *Social Issues and Policy Review, 11*(1), 274–302. https://doi.org/10.1111/sipr.12033

We Are Social. (2023). *Digital 2023: Global overview report*. https://wearesocial.com/wp-content/uploads/2023/03/Digital-2023-Global-Overview-Report.pdf

Yudha, H. S., & Urbayatun, S. (2020). Theoretical study of flourishing: The role of perceived stress, social support, and coping strategy. *Journal of Educational, Health and Community Psychology, 9*, 312–330. https://doi.org/10.12928/JEHCP.V9I3.14098

Zakiya, N., & Hariyadi, S. (2022). Nilai budaya kolektivisme dan perilaku asertif pada suku Jawa. *Journal of Social and Industrial Psychology, 11*(2), 62–71. https://doi.org/10.15294/sip.v11i2.64788

Jurnal Penelitian dan Pengukuran Psikologi
Volume 15, Nomor 02, Oktober 2026 http://doi.org/10.21009/JPPP.152.04

STUDI VALIDITAS KONSTRUK TES REKOMENDASI KESIAPAN SEKOLAH DASAR INDONESIA (TRKSDI): BUKTI BERDASARKAN STRUKTUR INTERNAL

EXAMINING THE CONSTRUCT VALIDITY OF THE TES REKOMENDASI KESIAPAN SEKOLAH DASAR INDONESIA (TRKSDI): EVIDENCE BASED ON INTERNAL STRUCTURE

Medianta Tarigan[1], Fadillah[2],
[1]Departemen Psikologi, Universitas Pendidikan Indonesia, Bandung, 40154, Indonesia
[2]Fakultas Seni Rupa dan Desain, Institut Teknologi Bandung, Bandung, 40116, Indonesia

Email: medianta@upi.edu (corresponding email)

p-ISSN: 2337-4845
e-ISSN: 2620-7486

Received	*Revised*	*Accepted*	*Published*
09 Maret 2026	*13 Oktober 2026*	*21 Oktober 2026*	*30 Oktober 2026*

Abstract

School readiness constitutes a critical indicator in ensuring that children's transition to primary education occurs optimally. However, school readiness assessment practices in Indonesia remain limited, as existing instruments are not fully supported by robust evidence of internal structural validity and are not entirely aligned with the developmental context of Indonesian children. This study aimed to examine the internal structural validity of the Indonesian Primary School Readiness Recommendation Test (TRKSDI) as a developmental maturity–based school readiness assessment instrument. A total of 470 children aged 5–7 years participated in the study. The latent structure was examined using Exploratory Factor Analysis (EFA) and subsequently confirmed through Confirmatory Factor Analysis (CFA) with Maximum Likelihood estimation. The EFA identified four factors representing core dimensions of school readiness. The four-factor model demonstrated an excellent fit to the data (χ^2 $p \geq 0.05$; GFI ≥ 0.90; RMSEA ≤ 0.08; RMSR ≤ 0.05; CFI and NNFI ≥ 0.90), with all standardized factor loadings statistically significant ($p < 0.001$; loadings ranging from 0.533 to 0.754). Internal consistency was adequate (McDonald's $\omega = 0.688$). These findings provide preliminary evidence for the internal structural validity of the TRKSDI based on its internal structure, with the four-factor model explored and confirmed in the study sample. They suggest that the instrument can assess school readiness as a multidimensional construct in children aged 5–7 years. This study provides an empirical basis for further examining the instrument's validity and reliability, as well as its potential use in assessing children's psychological readiness before entering primary school.

Keywords: *: school readiness, Construct validity, confirmatory factor analysis, developmental assessment, psychological measurement ecipients*

Abstrak

Kesiapan sekolah merupakan indikator penting dalam memastikan transisi anak menuju pendidikan dasar berlangsung optimal. Namun, praktik asesmen kesiapan sekolah di Indonesia masih terbatas pada instrumen yang belum sepenuhnya didukung oleh bukti validitas struktur internal yang kuat serta belum sepenuhnya selaras dengan konteks perkembangan anak Indonesia. Penelitian ini bertujuan untuk menguji bukti validitas berdasarkan struktur internal Tes Rekomendasi Kesiapan Sekolah Dasar Indonesia (TRKSDI) sebagai instrumen asesmen kesiapan sekolah berbasis kematangan perkembangan. Sebanyak 470 anak usia 5–7 tahun berpartisipasi dalam penelitian ini. Struktur laten diuji menggunakan Exploratory Factor Analysis (EFA) dan dikonfirmasi melalui Confirmatory Factor Analysis (CFA) dengan estimasi Maximum Likelihood. Hasil EFA mengidentifikasi empat faktor yang merepresentasikan dimensi kesiapan sekolah. Model empat faktor menunjukkan kecocokan yang sangat baik (χ^2 $p \geq 0{,}05$; GFI $\geq 0{,}90$; RMSEA $\leq 0{,}08$; RMSR $\leq 0{,}05$; CFI dan NNFI $\geq 0{,}90$), dengan seluruh muatan terstandar signifikan ($p < 0{,}001$; loading 0,533–0,754). Konsistensi internal berada pada kategori memadai (McDonald's $\omega = 0{,}688$). Temuan ini memberikan bukti awal mengenai validitas TRKSDI berdasarkan struktur internal, melalui eksplorasi dan konfirmasi model empat faktor pada sampel penelitian. Hasil tersebut mendukung penggunaan TRKSDI untuk mengukur kesiapan sekolah sebagai konstruk multidimensional pada anak usia 5–7 tahun. Penelitian ini menyediakan dasar empiris bagi pengujian lebih lanjut terhadap validitas dan reliabilitas instrumen, serta potensi penerapannya dalam pemeriksaan kesiapan psikis anak sebelum memasuki sekolah dasar.

Kata Kunci: *kesiapan sekolah, validitas konstruk, confirmatory factor analysis, asesmen perkembangan, pengukuran psikologis*

1. Pendahuluan

Kesiapan anak memasuki jenjang Sekolah Dasar merupakan fondasi penting bagi keberhasilan transisi menuju pendidikan formal. Konsep kesiapan sekolah tidak hanya mencakup kemampuan akademik awal, tetapi juga aspek perkembangan seperti fungsi kognitif, regulasi diri, memori, dan koordinasi motorik. Penelitian menunjukkan bahwa keterampilan motorik (Cameron et al., 2016; Wang & Wang, 2024), fungsi kognitif dan capaian akademik (Fernandes et al., 2016; Kamphorst et al., 2021), serta regulasi diri turut menentukan kesiapan anak memasuki sekolah (Liew et al., 2016). Selain itu, kesiapan sekolah juga mencakup adanya penguatan bahasa, literasi, dan keterampilan sosial (Sakshi, 2025). Temuan tersebut memperlihatkan keterkaitan beberapa aspek perkembangan dalam kesiapan sekolah. Namun, bukti mengenai peran aspek-aspek tersebut belum secara langsung menjelaskan bagaimana indikatornya terorganisasi menjadi dimensi laten dalam suatu instrumen asesmen. Oleh karena itu, asesmen kesiapan sekolah perlu didasarkan pada konstruk yang terdefinisi secara jelas dan teruji secara empiris.

Dalam konteks Indonesia, Peraturan Menteri Pendidikan Dasar dan Menengah Republik Indonesia Nomor 3 Tahun 2025 tentang Sistem Penerimaan Murid Baru (SPMB) menetapkan bahwa persyaratan umum bagi calon murid kelas 1 SD harus berusia 7 (tujuh) tahun, atau paling rendah 6 (enam) tahun pada tanggal 1 Juli tahun berjalan. Meskipun demikian, pentingnya kesiapan psikis diakui dalam peraturan tersebut, yang mengatur pengecualian usia masuk SD hingga paling rendah lima tahun enam bulan bagi anak yang memiliki kecerdasan dan/atau bakat istimewa serta kesiapan psikis, yang dibuktikan dengan rekomendasi tertulis dari psikolog profesional. Meskipun demikian, pengakuan terhadap kesiapan psikis perlu disertai instrumen yang memiliki konstruk yang jelas dan teruji validitasnya dalam konteks anak Indonesia. Hal ini menegaskan kebutuhan akan alat ukur yang tidak hanya relevan secara teoretis, tetapi juga memiliki bukti validitas berbasis struktur internal.

Secara teoretis, kesiapan sekolah berakar pada kematangan fungsi kognitif dasar, termasuk penalaran logis, diskriminasi perseptual, memori, dan regulasi perhatian (Cattell, 1971; *Cognition | HeadStart.Gov – Effective Practice Guides*, 2024; Dutemple et al., 2024; Horm et al., 2016; Shipstead et al., 2016). Salah satu instrumen yang digunakan untuk mengukur kesiapan tersebut adalah Nijmeegse Schoolbekwaamheids Test (NST), yang mengoperasionalkan kesiapan terutama melalui tugas-tugas nonverbal. Namun, kejelasan konstruk teoretis yang mendasari konseptualisasi domain awal NST masih terbatas. Hasil analisis faktor menunjukkan adanya empat dimensi laten yang mengelompokkan subtes-subtes NST secara empiris (Tarigan & Fadillah, 2022). Meskipun struktur tersebut masih merefleksikan konstruk umum kematangan kognitif, keterbatasan kejelasan landasan teoretis pada pengelompokan domain awal mengindikasikan perlunya peninjauan ulang terhadap penataan konstruk kesiapan sekolah.

Dalam perspektif validitas konstruk, kesesuaian antara kerangka teoretis dan struktur faktor empiris merupakan komponen penting dalam pengembangan instrumen psikologis (AERA et al., 2014; Messick, 1995). Validitas berbasis struktur internal menuntut bahwa pola hubungan antarindikator harus konsisten dengan model konseptual yang mendasarinya. Oleh karena itu, pengembangan instrumen baru perlu didasarkan pada eksplorasi dan konfirmasi struktur faktor yang merepresentasikan dimensi kesiapan sekolah secara koheren. Kesenjangan yang dituju dalam penelitian ini terletak pada kejelasan hubungan antara dimensi kesiapan sekolah, indikator operasional, dan penataan subtes dalam instrumen yang dikembangkan. Bukti mengenai peran berbagai kemampuan dan pengelompokan empiris subtes NST perlu ditindaklanjuti dengan pengembangan kerangka konstruk yang dirumuskan secara eksplisit dan diuji melalui struktur internal instrumen.

Berdasarkan latar belakang tersebut, penelitian ini bertujuan untuk mengembangkan dan menguji validitas konstruk Tes Rekomendasi Kesiapan Sekolah Dasar Indonesia (TRKSDI) melalui pendekatan analisis faktor eksploratori (EFA) dan analisis faktor konfirmatori (CFA). EFA digunakan untuk mengidentifikasi struktur laten yang mendasari hubungan antar subtes, sedangkan CFA digunakan untuk menguji kesesuaian model konstruk yang dihasilkan. Dengan pendekatan ini, penelitian berfokus pada evaluasi kesesuaian struktur internal instrumen sebagai dasar penetapan validitas konstruk.

TRKSDI dikembangkan untuk merepresentasikan dimensi kesiapan sekolah dalam kerangka yang lebih terstruktur dan kontekstual terhadap anak Indonesia. Kebaruan yang ditawarkan terletak pada pengembangan instrumen kesiapan sekolah baru sebagai tindak lanjut atas keterbatasan kejelasan konstruk awal NST. Penelitian ini memperluas kajian yang sebelumnya berfokus pada pengelompokan empiris subtes NST menuju penyusunan dan pengujian struktur konstruk TRKSDI, dengan memperjelas hubungan antara dimensi, indikator operasional, dan subtes. Melalui pengujian validitas berbasis struktur internal, penelitian ini diharapkan memberikan kontribusi terhadap pengembangan instrumen kesiapan sekolah yang memiliki konfigurasi konstruk yang lebih jelas dan konsisten secara empiris.

2. Metode Penelitian

Desain Penelitian

Penelitian ini merupakan studi kuantitatif dengan desain pengujian validitas konstruk berbasis struktur internal. Tujuan utama penelitian adalah mengevaluasi struktur faktor dan konsistensi konstruk Tes Rekomendasi Kesiapan Sekolah Dasar Indonesia (TRKSDI) melalui pendekatan analisis faktor eksploratori (EFA) dan analisis faktor

konfirmatori (CFA). Reliabilitas konstruk juga diestimasi untuk mendukung bukti validitas berbasis struktur internal.

Partisipan

Partisipan penelitian berjumlah 470 anak berusia 5–7 tahun dari beberapa lembaga PAUD dan sekolah dasar di Indonesia. Partisipan dipilih menggunakan purposive sampling, yaitu teknik pemilihan sampel berdasarkan pertimbangan atau tujuan tertentu (Etikan, 2016). Kriteria partisipan meliputi anak berusia 5–7 tahun, tidak memiliki diagnosis gangguan perkembangan berat, dan memperoleh persetujuan tertulis dari orang tua atau wali. Pengambilan data berlangsung pada 2024–2025. Terdapat 213 anak laki-laki (45%) dan 257 anak perempuan (55%). Berdasarkan usia, 91 anak berusia 5 tahun (19%), 235 anak berusia 6 tahun (50%), dan 144 anak berusia 7 tahun (31%).

Ukuran sampel dinilai memadai untuk analisis faktor dengan mempertimbangkan rasio jumlah partisipan terhadap jumlah indikator, yang memenuhi rekomendasi minimal 5–10 partisipan per indikator (J. F. Hair et al., 2019). Berikut adalah gambaran secara keseluruhan dari partisipan disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1. Karakteristik Demografis Partisipan (N=470)

Variabel	Kategori	n	%
Jenis Kelamin	Laki-laki	213	45
	Perempuan	257	55
Usia	5 tahun	91	19
	6 tahun	235	50
	7 tahun	144	31

Instrumen

Instrumen penelitian adalah Tes Rekomendasi Kesiapan Sekolah Dasar Indonesia (TRKSDI) yang terdiri atas 100 item dalam 10 subtes. Setiap subtes berisi 10 item yang merepresentasikan domain kesiapan sekolah. Seluruh item menggunakan skoring dikotomus (0 = skor salah/kosong, 1 = skor benar).

Tabel 2. Aspek yang diukur NST & TRKSDI

Subtes	Aspek yang diukur		Jumlah item	
	NST	TRKSDI	NST	TRKSDI
1	Kemampuan mengamati dan membedakan bentuk	Kemampuan mengamati dan membedakan bentuk	8	10
2	Motorik halus	Motorik halus	8	10
3	Pengertian tentang besar jumlah dan perbandingan	Pengertian tentang besar jumlah dan perbandingan	8	10
4	Pengamatan tajam/cermat	Pengamatan tajam/cermat	8	10
5	Pengamatan kritis	Pengamatan kritis	8	10
6	Konsentrasi	Konsentrasi	8	10
7	Daya ingat	Daya ingat	8	10
8	Pengertian tentang objek & penilaian terhadap situasi	Pengertian tentang objek & penilaian terhadap situasi	8	10
9	Pemahaman cerita dan ingatan	Pemahaman cerita dan ingatan	8	10
10	-	Kemampuan Intelektual	8	10

Pengembangan TRKSDI dilakukan berdasarkan rekonstruksi aspek kesiapan sekolah yang sebelumnya diukur dalam NST, dengan penyesuaian struktur konstruk dan konteks budaya Indonesia. Penyesuaian jumlah item dilakukan dari 8 item per subtes pada NST menjadi 10 item per subtes pada TRKSDI. Pada subtes 9 yang mengukur pemahaman cerita dan ingatan, TRKSDI menyediakan dua format tugas berbasis cerita, yaitu memilih gambar sebagaimana format pada NST dan menjodohkan. Perbandingan deskriptif antara NST dan TRKSDI mencakup aspek yang diukur, jumlah item, dan format tugas, sebagaimana disajikan pada Tabel 2.

Prosedur

Pengumpulan data dilakukan setelah memperoleh persetujuan tertulis dari orang tua atau wali. Administrasi tes dilakukan secara kelompok kecil dengan rasio satu psikolog untuk maksimal lima anak. Instruksi diberikan secara standar dalam Bahasa Indonesia. Waktu pengerjaan tes berkisar antara 60–70 menit dalam satu sesi. Penelitian ini dilaksanakan dengan memperhatikan prinsip etika penelitian psikologi, termasuk kerahasiaan data dan partisipasi sukarela. Persetujuan tertulis orang tua atau wali diperoleh melalui proses persetujuan setelah penjelasan (*informed consent*) sebelum pengambilan data. Orang tua atau wali menerima penjelasan mengenai tujuan penelitian, prosedur dan perkiraan durasi asesmen. Penjelasan juga mencakup hak untuk menolak atau menghentikan keikutsertaan anak. Orang tua atau wali diberi kesempatan untuk mengajukan pertanyaan sebelum menandatangani lembar persetujuan.

Analisis Data

Analisis Faktor Eksploratori (EFA) dilakukan untuk mengidentifikasi struktur faktor yang mendasari hubungan antar-subtes TRKSDI. Kelayakan data diperiksa melalui nilai Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) dan Measure of Sampling Adequacy (MSA) pada setiap indikator dengan kriteria ≥0,50, serta Bartlett's Test of Sphericity yang signifikan ($p < 0,05$) (Kaiser, 1974; Tabachnick & Fidell, 2013). Ekstraksi faktor dilakukan menggunakan metode principal axis factoring (Costello & Osborne, 2005). Jumlah faktor yang diekstraksi difiksasi menjadi empat faktor berdasarkan landasan teoretis kerangka dimensi kesiapan psikis anak (E. Hair et al., 2006). Rotasi Varimax digunakan untuk memperoleh pola muatan faktor yang ortogonal dan mudah diinterpretasikan (Fabrigar et al., 1999). Muatan faktor ≥0,30 digunakan sebagai kriteria batas minimum untuk mempertahankan indikator dalam faktor.

Analisis Faktor Konfirmatori (CFA) dilakukan untuk menguji model empat faktor yang diperoleh dari EFA. Estimasi parameter menggunakan *Maximum Likelihood*. Sebelum analisis, data diperiksa untuk mengidentifikasi data hilang dan pencilan serta menilai normalitas multivariat, yang menjadi asumsi penting dalam estimasi tersebut (Kline, 2016). Kecocokan model dievaluasi menggunakan indeks *goodness of fit* pada Tabel 3.

Tabel 3. Indeks *Goodness of Fit* CFA

Indeks *Goodness of Fit*	Kriteria Kelayakan Model
Chi-square	$p \geq 0,05$
Goodness of Fit Index (GFI)	$\geq 0,90$
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)	$\leq 0,08$
Root Mean Square Residual (RMSR)	$\leq 0,05$
Comparative Fit Index (CFI)	$\geq 0,90$
Non-Normed Fit Index (NNFI)	$\geq 0,90$

Sementara itu, reliabilitas internal dievaluasi menggunakan koefisien McDonald's Omega (ω) karena lebih representatif dalam model multidimensi dibandingkan Cronbach's Alpha. Nilai $\omega \geq 0,60$ dianggap menunjukkan konsistensi internal yang memadai, sedangkan nilai ≥ 0,70 menunjukkan reliabilitas yang baik. Analisis data dilakukan dengan menggunakan software JASP 0.19.1.0.

3. Hasil dan Diskusi

Deskriptif

Analisis deskriptif dilakukan untuk menggambarkan karakteristik distribusi skor pada masing-masing subtes TRKSDI, dengan menggunakan ukuran pemusatan dan penyebaran data.

Tabel 4. Statistik Deskriptif

Subtes	Median	Mean	Std. Deviation	Variance	Minimum	Maximum
1	9	8,521	1,486	2,207	2	10
2	5	5,077	2,891	8,357	0	10
3	8	7,455	1,612	2,598	2	10
4	10	8,409	2,348	5,513	0	10
5	8	8,006	1,889	3,567	0	10
6	9	8,649	1,573	2,476	2	10
7	8	6,732	3,257	10,61	0	10

Subtes	Median	Mean	Std. Deviation	Variance	Minimum	Maximum
8	9	8,979	1,228	1,509	3	10
9	6	5,953	2,361	5,576	0	10
10	5	5,011	1,94	3,763	0	10

Analisis deskriptif menunjukkan adanya variasi rerata dan penyebaran skor antar subtes TRKSDI. Rerata tertinggi terdapat pada Subtes 8 (M = 8,979; SD = 1,228), yang juga memiliki variabilitas paling kecil, sehingga mengindikasikan performa relatif homogen dan kecenderungan skor tinggi pada aspek tersebut. Sebaliknya, rerata terendah ditemukan pada Subtes 10 (M = 5,011; SD = 1,940) dan Subtes 2 (M = 5,077; SD = 2,891), menunjukkan tingkat kesulitan relatif lebih tinggi dibandingkan subtes lainnya. Subtes 7 memiliki simpangan baku terbesar (SD = 3,257), yang menunjukkan heterogenitas kemampuan partisipan pada aspek tersebut. Median tertinggi terdapat pada Subtes 4 (Md = 10), sedangkan median terendah terdapat pada Subtes 2 dan 10 (Md = 5), yang mengindikasikan distribusi performa yang lebih moderat pada kedua subtes tersebut.

Analisis Faktro Eksplorasi (EFA)

Analisis EFA dilakukan untuk mengidentifikasi struktur faktor laten yang mendasari hubungan antar subtes TRKSDI. Sebelum ekstraksi faktor, dilakukan uji asumsi kelayakan data untuk memastikan matriks korelasi memadai untuk dianalisis.

Uji Kelayakan Data

Hasil uji Bartlett's Test of Sphericity menunjukkan bahwa matriks korelasi berbeda secara signifikan dari matriks identitas ($\chi^2 = 924{,}631$; $df = 45$; $p < 0{,}001$), yang mengindikasikan bahwa korelasi antar subtes cukup kuat untuk dilakukan analisis faktor.

Tabel 5. Hasil *Bartlett's Test of Sphericity*

χ^2	df	p
924,631	45	< 0,001

Selain itu, nilai Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) secara keseluruhan sebesar 0,836 menunjukkan tingkat kecukupan sampel yang baik untuk analisis faktor. Nilai Measure of Sampling Adequacy (MSA) pada masing-masing subtes juga berada di atas batas minimal 0,50, yang menunjukkan bahwa seluruh subtes layak dipertahankan dalam analisis.

Tabel 6. Nilai Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) dan MSA

Subtes	MSA
Overall	0,836
Subtes 1	0,838
Subtes 2	0,822
Subtes 3	0,830
Subtes 4	0,834
Subtes 5	0,856
Subtes 6	0,824
Subtes 7	0,836
Subtes 8	0,804
Subtes 9	0,859
Subtes 10	0,863

Nilai MSA yang berada pada rentang 0,80–0,86 mengindikasikan tingkat kecukupan sampel yang baik hingga sangat baik, sehingga struktur faktor dapat diinterpretasikan secara lebih meyakinkan.

Struktur Faktor

Analisis faktor eksploratori (EFA) dilakukan dengan menetapkan ekstraksi empat faktor untuk mengevaluasi pengelompokan subtes TRKSDI. Penetapan jumlah faktor mengacu pada temuan empat dimensi laten dalam penelitian NST (Tarigan & Fadillah, 2022), mengingat TRKSDI dikembangkan melalui rekonstruksi aspek

kesiapan sekolah yang sebelumnya diukur dalam NST. Hasil analisis menunjukkan bahwa struktur TRKSDI dapat terkelompokkan ke dalam empat faktor laten. Ringkasan muatan faktor (loading ≥ 0,30) disajikan pada Tabel 7. Muatan faktor yang ditampilkan adalah ≥ 0,30. Sedangkan muatan di bawah batas tersebut tidak ditampilkan.

Tabel 7. Muatan Faktor Subtes TRKSDI (loading ≥ 0,30)

Subtes	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3	Faktor 4
1	0,604	0,306	-	-
2	-	0,696	-	-
3	-	0,450	0,400	-
4	0,628	-	-	-
5	0,368	-	0,401	-
6	0,478	-	-	-
7	-	-	0,313	0,396
8	-	-	0,679	-
9	-	-	-	0,604
10	-	0,443	-	-

Beberapa subtes menunjukkan *cross-loading*, yaitu Subtes 1, Subtes 3, Subtes 5, dan Subtes 7. Pada Subtes 1, muatan utama pada Faktor 1 sebesar 0,604 lebih tinggi dibandingkan muatan pada Faktor 2 sebesar 0,306. Sementara itu, selisih antara dua muatan pada Subtes 3, Subtes 5, dan Subtes 7 relatif kecil, masing-masing sebesar 0,050, 0,033, dan 0,083.

Berdasarkan dominansi muatan faktor dan pertimbangan teoritis, struktur empat faktor TRKSDI dapat diinterpretasikan sebagai berikut: Faktor 1 terdiri atas Subtes 1, Subtes 4, dan Subtes 6 yang merepresentasikan kemampuan observasi visual, ketelitian, dan konsentrasi sebagai fondasi regulasi kognitif awal. Faktor 2 terdiri atas Subtes 2 dan Subtes 10 yang mencerminkan aspek koordinasi motorik halus dan kapasitas intelektual umum yang berkaitan dengan kesiapan performatif anak dalam tugas-tugas sekolah. Faktor 3 terdiri atas Subtes 3, Subtes 5, dan Subtes 8 yang mengindikasikan kemampuan penalaran dan pemahaman konseptual terhadap hubungan kuantitatif dan situasional. Sementara itu, Faktor 4 terdiri atas Subtes 7 dan Subtes 9 yang merepresentasikan kapasitas memori dan pemrosesan informasi berbasis naratif.

Struktur empat faktor yang diperoleh melalui analisis eksploratori tersebut selanjutnya diuji secara konfirmatori untuk mengevaluasi kesesuaian model dengan data empiris. Analisis faktor konfirmatori (CFA) dilakukan guna menguji apakah konfigurasi faktor yang diidentifikasi pada tahap eksploratori dapat direplikasi secara statistik dan memberikan dukungan yang lebih kuat terhadap validitas konstruk TRKSDI berdasarkan struktur internalnya.

Analisis Faktor Konfirmatori (CFA)

Analisis CFA dilakukan untuk menguji validitas dari faktor yang terbentuk pada analisis EFA. Analisis ini akan memberikan informasi apakah setiap subtes mengukur konstruk yang sama yaitu kesiapan sekolah anak. Sebelum menguji validitas masing-masing faktor, perlu dilakukan uji kecocokan model untuk memastikan bahwa model konstruk yang digunakan telah sesuai dengan data. Penilaian model fit dapat diniai dengan menguji berbagai indeks fit yang diperoleh dari JASP. Selain melihat kecocokan model, dari analisis CFA juga dapat dilihat signifikansi setiap item terhadap faktor masing-masing.

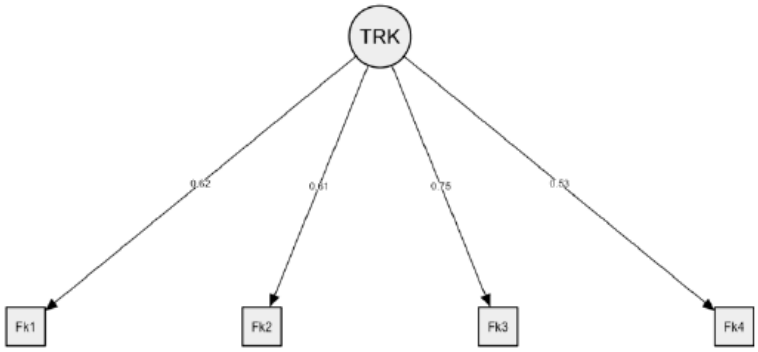
Hasil Uji Kecocokan Model

Hasil analisis CFA menunjukkan bahwa model empat faktor TRKSDI memiliki tingkat kecocokan yang sangat baik dengan data empiris. Nilai Chi-square tidak signifikan (χ^2 = 2,380; p = 0,304), yang menunjukkan tidak terdapat perbedaan signifikan antara model dan data observasi. Indeks kecocokan lainnya juga memenuhi kriteria yang direkomendasikan, yaitu GFI = 1,000; CFI = 0,999; NNFI = 0,997; RMSEA = 0,020; dan RMSR = 0,012. Temuan ini mengindikasikan bahwa model memiliki tingkat kesalahan aproksimasi yang sangat rendah serta kecocokan komparatif yang sangat baik.

Tabel 8. Uji Kecocokan Model

Indeks GoF	Kriteria Kelayakan	Nilai Model	Interpretasi
Chi-square	p ≥ 0,05	χ^2 = 2,380; p = 0,304, df = 2	Model fit
GFI	≥ 0,90	1,000	Good fit
RMSR	≤ 0,05	0,012	Good fit
RMSEA	≤ 0,08	0,020	Good fit
NNFI	≥ 0,90	0,997	Good fit
CFI	≥ 0,90	0,999	Good fit

Struktur model CFA yang diestimasi disajikan pada Gambar 1. Diagram tersebut menunjukkan bahwa konstruk kesiapan sekolah direpresentasikan sebagai konstruk orde kedua yang dibentuk oleh empat faktor laten.



Gambar 1. Model CFA Konstruk Kesiapan Sekolah TRKSDI

Hasil Analisis Muatan Faktor

Berdasarkan Gambar 1, nilai muatan faktor terstandar menunjukkan bahwa seluruh faktor berkontribusi secara signifikan terhadap konstruk kesiapan sekolah. Faktor 3 memiliki kontribusi paling kuat (λ = 0,75), diikuti oleh Faktor 1 (λ = 0,62) dan Faktor 2 (λ = 0,61). Faktor 4 memiliki kontribusi paling rendah (λ = 0,53), namun masih berada dalam kategori muatan moderat dan memenuhi kriteria validitas indikator.

Untuk memperoleh informasi yang lebih rinci mengenai kontribusi masing-masing faktor terhadap konstruk kesiapan sekolah, estimasi parameter muatan faktor disajikan pada Tabel 9.

Tabel 9. Loading Factor CFA TRKSDI

Indikator	Estimate	Std. Error	z-value	p	Std. Est. (all)
Faktor 1	0.861	0.070	12.346	< .001	0.616
Faktor 2	1.236	0.099	12.464	< .001	0.614
Faktor 3	0.902	0.059	15.224	< .001	0.754
Faktor 4	1.223	0.116	10.575	< .001	0.533

Hasil estimasi menunjukkan bahwa seluruh faktor memiliki nilai z-value yang jauh melampaui batas kritis 1,96 dengan tingkat signifikansi p < 0,001. Temuan ini mengindikasikan bahwa keempat faktor secara statistik signifikan dalam merepresentasikan konstruk laten kesiapan sekolah. Nilai standardized factor loading berkisar antara 0,533 hingga 0,754. Faktor 3 memiliki kontribusi paling kuat (λ = 0,754), menunjukkan bahwa domain yang diwakilinya merupakan komponen sentral dalam pembentukan konstruk kesiapan sekolah. Faktor 1 dan Faktor 2 menunjukkan kontribusi yang relatif seimbang (λ = 0,616 dan λ = 0,614), sementara Faktor 4 memiliki kontribusi paling rendah (λ = 0,533), namun tetap berada di atas ambang minimal yang direkomendasikan dalam literatur psikometri.

Reliabilitas

Selain mengevaluasi struktur faktor dan kontribusi masing-masing indikator, penelitian ini juga mengestimasi konsistensi internal konstruk TRKSDI untuk melengkapi bukti validitas berbasis struktur internal.

Tabel 10. Reliabilitas Konstruk TRKSDI

Instrumen	Coefficient ω	Interpretasi
TRKSDI	0.688	Konsistensi internal memadai

Dari Tabel 9 dapat dilihat bahwa hasil estimasi reliabilitas menggunakan koefisien McDonald's Omega (ω) menunjukkan nilai sebesar 0,688. Nilai ini mengindikasikan bahwa TRKSDI memiliki konsistensi internal yang memadai dalam mengukur konstruk kesiapan sekolah. Mengingat instrumen ini bersifat multidimensional dan mengukur beberapa domain kemampuan, nilai omega pada kisaran tersebut menunjukkan stabilitas konstruk yang cukup baik tanpa mengindikasikan redundansi indikator.

Pembahasan

Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa model empat faktor TRKSDI yang diuji melalui CFA memiliki kesesuaian dengan data pada sampel penelitian. Struktur tersebut menggambarkan pengelompokan beberapa domain kemampuan dalam model yang dianalisis dan memberikan bukti validitas berdasarkan struktur internal. Temuan ini dapat didiskusikan dalam kerangka literatur school readiness yang menekankan bahwa kesiapan sekolah merupakan konstruk multidimensional yang mencakup aspek kognitif, regulasi diri, bahasa, dan fungsi pemrosesan informasi, sebagaimana ditunjukkan oleh kajian yang menyoroti pentingnya faktor-faktor perkembangan awal seperti bahasa, literasi, matematika, serta aspek sosial emosional dalam membentuk kesiapan anak memasuki pendidikan formal (Weyer, 2021). Lebih lanjut, kajian mengenai regulasi diri, pemantauan usaha, dan pengelolaan beban kognitif menekankan peran proses-proses tersebut dalam pembelajaran secara umum (de Bruin et al., 2025). Dengan demikian, dalam kerangka teoretis tersebut, kesiapan sekolah tidak dapat direduksi menjadi kemampuan akademik awal semata, melainkan merepresentasikan kematangan perkembangan yang mendukung keberhasilan belajar formal.

Jika dibandingkan dengan evaluasi NST pada penelitian sebelumnya (Tarigan & Fadillah, 2022), penelitian ini melanjutkan kajian mengenai organisasi konstruk instrumen kesiapan sekolah melalui pengujian struktur internal TRKSDI. Penelitian sebelumnya menunjukkan keterbatasan kejelasan konstruk teoretis yang mendasari domain awal NST dan menghasilkan pengelompokan empat dimensi secara empiris. Dalam penelitian ini, rekonstruksi struktur faktor yang diikuti pengujian konfirmatori menghasilkan model yang kesesuaiannya dievaluasi pada sampel penelitian. Temuan tersebut belum menunjukkan peningkatan koherensi atau keunggulan TRKSDI dibandingkan NST karena kedua instrumen belum dibandingkan secara langsung. Pendekatan ini sejalan dengan rekomendasi dalam standar evaluasi tes yang menekankan pentingnya bukti validitas berbasis struktur internal untuk mengevaluasi kesesuaian antara konstruk konseptual dan model empiris (AERA et al., 2014).

Secara konseptual, keempat faktor dalam model yang diuji dapat dipahami dalam kerangka kesiapan sekolah sebagai kematangan perkembangan. Faktor 1, yang merepresentasikan kemampuan observasi visual, ketelitian, dan konsentrasi, dapat dikaitkan secara teoretis dengan kapasitas regulasi perhatian dan kontrol kognitif yang menjadi fondasi pembelajaran awal. Kajian fungsi eksekutif menjelaskan bahwa perhatian selektif dan kontrol inhibisi membantu individu memusatkan perhatian pada informasi yang relevan serta mengendalikan respons yang mengganggu penyelesaian tugas (Diamond, 2013). Penelitian pada anak prasekolah menunjukkan bahwa regulasi diri, khususnya kontrol inhibisi, berhubungan dengan kemampuan matematika dan membaca pada jenjang taman kanak-kanak setelah kemampuan intelektual umum dikendalikan (Blair & Razza, 2007).

Sementara itu, Faktor 2 merepresentasikan motorik halus dan kemampuan intelektual. Pengelompokan ini dapat dibahas dalam konteks hubungan perkembangan motorik dan kognitif, terutama keterkaitan kontrol motorik halus dengan pemrosesan visual pada anak (Davis et al., 2011). Faktor 3, yang berkaitan dengan penalaran dan pemahaman hubungan kuantitatif serta situasional, dapat diinterpretasikan sebagai kemampuan mengidentifikasi hubungan antar informasi dan menggunakannya dalam pemecahan masalah (Diamond, 2013). Penelitian longitudinal menunjukkan bahwa kemampuan memahami pola pada usia empat tahun memprediksi pengetahuan numerasi dan geometri pada usia lima tahun, setelah kemampuan awal, fungsi eksekutif, dan kecerdasan nonverbal dikendalikan (Libertus et al., 2024). Temuan tersebut memberikan konteks empiris bagi relevansi pemahaman hubungan dan pola dalam pembelajaran awal. Selain itu, Faktor 4, yang merepresentasikan memori dan pemahaman naratif, dapat dikaitkan dengan kemampuan mempertahankan dan mengintegrasikan informasi selama proses belajar. Florit et al., (2009) menunjukkan bahwa memori jangka pendek dan memori kerja menjelaskan variasi pemahaman cerita lisan pada anak usia empat hingga lima tahun setelah kemampuan verbal dikendalikan. Kemampuan tersebut juga relevan untuk mengikuti instruksi lisan, sebagaimana ditunjukkan oleh hubungan memori kerja verbal dengan pelaksanaan instruksi pada anak usia sekolah dasar (Jaroslawska et al., 2016).

Dengan demikian, struktur TRKSDI selaras dengan model perkembangan yang memandang kesiapan sekolah sebagai hasil interaksi antara kematangan biologis dan stimulasi lingkungan (Blair & Raver, 2015; Horm et al., 2016). Temuan ini memperkuat argumentasi bahwa asesmen kesiapan sekolah perlu menangkap fungsi perkembangan yang mendasari proses belajar, bukan hanya indikator performa akademik awal. Dari sisi praktis, struktur multidimensional TRKSDI memungkinkan interpretasi profil kesiapan anak secara lebih komprehensif. Pendekatan ini sejalan dengan rekomendasi literatur bahwa asesmen kesiapan sekolah sebaiknya digunakan untuk mengidentifikasi kebutuhan perkembangan dan mendukung intervensi dini, bukan sebagai alat seleksi semata (Kagan, 1990; Renuka, 2025).

Dengan adanya dukungan awal dari validitas struktur internal ini, TRKSDI memiliki potensi untuk mendukung pemberian rekomendasi kesiapan psikis, terutama dalam sistem pendidikan yang mengharuskan pertimbangan psikologis sebelum anak memasuki jenjang sekolah dasar.

Secara keseluruhan, penelitian ini menunjukkan bahwa TRKSDI menghadirkan alternatif instrumen yang dikembangkan dengan pendekatan asesmen pendidikan berbasis bukti. Dengan memadukan rekonstruksi konseptual dan pengujian struktural empiris, penelitian ini memberikan kontribusi terhadap penyediaan bukti struktur internal bagi pengembangan model asesmen kesiapan sekolah yang lebih sistematis, kontekstual, dan

relevan dengan kebutuhan anak Indonesia masa kini.

Meskipun penelitian ini memberikan dukungan terhadap validitas konstruk TRKSDI berdasarkan struktur internalnya, beberapa keterbatasan perlu dicermati. Pertama, penelitian ini berfokus pada bukti validitas berbasis struktur internal dan belum menguji bukti validitas berdasarkan hubungan dengan variabel eksternal, seperti prestasi akademik awal atau adaptasi sosial di kelas satu sekolah dasar. Dengan demikian, dukungan tersebut terbatas pada struktur internal. Bukti validitas konstruk yang lebih luas masih diperlukan untuk mendukung interpretasi dan penggunaan skor TRKSDI. Penelitian longitudinal diperlukan untuk mengevaluasi kemampuan prediktif TRKSDI terhadap keberhasilan belajar formal. Kedua, konsistensi internal skor masih perlu ditingkatkan, dan reliabilitas masing-masing faktor perlu dievaluasi untuk mendukung interpretasi profil. Hal ini membuka peluang untuk penyempurnaan item agar konsistensi internal dapat ditingkatkan tanpa mengurangi keragaman domain yang diukur. Ketiga, penelitian ini belum menguji invariansi model berdasarkan usia atau jenis kelamin. Pengujian invariansi pada penelitian selanjutnya penting untuk memastikan bahwa struktur faktor TRKSDI konsisten di berbagai kelompok anak. Keempat, Faktor 2 dan Faktor 4 masing-masing hanya memiliki dua indikator berupa subtes. Jumlah indikator yang terbatas perlu diperhatikan dalam menilai ketepatan estimasi dan keterwakilan konstruk pada kedua faktor (Watkins, 2018). Penelitian selanjutnya perlu mengevaluasi penambahan indikator yang relevan secara teoretis serta melakukan replikasi model pada sampel independen untuk menilai konsistensi struktur faktor di luar sampel penelitian ini.

4. Kesimpulan

Penelitian ini memberikan dukungan empiris awal terhadap validitas konstruk TRKSDI berbasis struktur internal, di mana model empat faktor yang diuji melalui analisis faktor konfirmatori (CFA) menunjukkan kesesuaian dengan data pada sampel penelitian. Hasil ini memperkuat kerangka teoretis bahwa kesiapan sekolah merupakan konstruk multidimensional yang mencakup berbagai domain perkembangan anak, dengan tingkat konsistensi internal yang berada pada kategori memadai.

Secara keseluruhan, TRKSDI menghadirkan alternatif instrumen asesmen kesiapan sekolah yang dikembangkan melalui pendekatan berbasis bukti (*evidence-based assessment*). Instrumen ini berpotensi untuk digunakan sebagai alat ukur yang relevan dalam mendeskripsikan profil kesiapan anak secara objektif. Namun demikian, skor TRKSDI lebih baik dilengkapi dengan sumber informasi tambahan, seperti observasi perilaku, asesmen perkembangan komplementer, atau informasi dari orang tua dan guru dalam pemberian rekomendasi kesiapan psikis maupun pemetaan kebutuhan perkembangan individual anak.

Pernyataan Penggunaan Kecerdasan Buatan (*Use Of Artificial Intelligence*)

Dalam penyusunan manuskrip, penulis menggunakan ChatGPT (OpenAI) untuk membantu menyempurnakan tata bahasa naskah yang telah ditulis sebelumnya. Seluruh hasil bantuan tersebut telah ditinjau dan disesuaikan secara cermat oleh penulis. Penulis bertanggung jawab sepenuhnya atas keakuratan dan orisinalitas seluruh isi manuskrip.

Kontribusi Penulis (*Authors' Contributions*)

Penulis pertama (MT) bertanggung jawab atas konseptualisasi penelitian, pengembangan metodologi, dan pengumpulan data. Penulis kedua (FF) bertanggung jawab atas penulisan naskah, analisis data, serta interpretasi hasil penelitian. Peninjauan dan penyuntingan naskah dilakukan secara bersama-sama oleh kedua penulis. Seluruh penulis telah membaca dan menyetujui versi akhir naskah serta bertanggung jawab penuh atas integritas ilmiah karya ini.

Pendanaan (*Funding*)

Penelitian ini dilaksanakan tanpa dukungan pendanaan eksternal dari lembaga atau organisasi mana pun.

Konflik Kepentingan (*Conflict Of Interest*)

Seluruh penulis menyatakan tidak memiliki konflik kepentingan, baik finansial maupun nonfinansial, yang berkaitan dengan penelitian dan publikasi manuskrip ini.

5. Daftar Pustaka

AERA, APA, & NCME. (2014). *The Standards for Educational and Psychological Testing*.

Blair, C., & Raver, C. C. (2015). School Readiness and Self-Regulation: A Developmental Psychobiological Approach. *Annual Review of Psychology*, *66*(1), 711–731. https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010814-015221

Blair, C., & Razza, R. P. (2007). Relating Effortful Control, Executive Function, and False Belief Understanding

to Emerging Math and Literacy Ability in Kindergarten. *Child Development*, *78*(2), 647–663. https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2007.01019.x

Cameron, C. E., Cottone, E. A., Murrah, W. M., & Grissmer, D. W. (2016). How Are Motor Skills Linked to Children's School Performance and Academic Achievement? *Child Development Perspectives*, *10*(2), 93–98. https://doi.org/10.1111/cdep.12168

Cattell, R. B. (1971). *Abilities: Their structure, growth, and action* (J. E. Horrocks, Ed.). Houghton Mifflin Company.

Cognition | HeadStart.gov – Effective Practice Guides. (2024, September 30). Head Start / U.S. Department of Health & Human Services. https://headstart.gov/school-readiness/effective-practice-guides/effective-practice-guides

Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best Practices in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most From Your Analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, *10*, 1–9.

Davis, E. E., Pitchford, N. J., & Limback, E. (2011). The interrelation between cognitive and motor development in typically developing children aged 4–11 years is underpinned by visual processing and fine manual control. *British Journal of Psychology*, *102*(3), 569–584. https://doi.org/10.1111/j.2044-8295.2011.02018.x

de Bruin, A. B. H., Janssen, E. M., Waldeyer, J., & Stebner, F. (2025). Cognitive Load and Challenges in Self-regulation: An Introduction and Reflection on the Topical Collection. *Educational Psychology Review*, *37*(3), 65. https://doi.org/10.1007/s10648-025-10042-2

Diamond, A. (2013). Executive Functions. *Annual Review of Psychology*, *64*(1), 135–168. https://doi.org/10.1146/annurev-psych-113011-143750

Dutemple, E., Brokl, C., & Poulin-Dubois, D. (2024). I think therefore I learn: metacognition is a better predictor of school readiness than executive functions. *Frontiers in Developmental Psychology*, *2*. https://doi.org/10.3389/fdpys.2024.1332358

Etikan, I. (2016). Comparison of Convenience Sampling and Purposive Sampling. *American Journal of Theoretical and Applied Statistics*, *5*(1), 1. https://doi.org/10.11648/j.ajtas.20160501.11

Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, *4*(3), 272–299. https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272

Fernandes, V. R., Ribeiro, M. L. S., Melo, T., de Tarso Maciel-Pinheiro, P., Guimarães, T. T., Araújo, N. B., Ribeiro, S., & Deslandes, A. C. (2016). Motor Coordination Correlates with Academic Achievement and Cognitive Function in Children. *Frontiers in Psychology*, *7*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00318

Florit, E., Roch, M., Altoè, G., & Levorato, M. C. (2009). Listening comprehension in preschoolers: The role of memory. *British Journal of Developmental Psychology*, *27*(4), 935–951. https://doi.org/10.1348/026151008X397189

Hair, E., Halle, T., Terry-Humen, E., Lavelle, B., & Calkins, J. (2006). Children's school readiness in the ECLS-K: Predictions to academic, health, and social outcomes in first grade. *Early Childhood Research Quarterly*, *21*, 431–454. https://doi.org/10.1016/j.ecresq.2006.09.005

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis (8th ed.)*. Cengage Learning.

Horm, D., Norris, D., Perry, D., Chazan-Cohen, R., & Halle, T. (2016). *Developmental Foundations of School Readiness for Infants and Toddlers: A Research to Practice Report*.

Jaroslawska, A. J., Gathercole, S. E., Logie, M. R., & Holmes, J. (2016). Following instructions in a virtual school: Does working memory play a role? *Memory & Cognition*, *44*(4), 580–589. https://doi.org/10.3758/s13421-015-0579-2

Kagan, S. L. (1990). Readiness 2000: Rethinking Rhetoric and Responsibility. *Phi Delta Kappan International*, *72*(4), 272–279. https://www.jstor.org/stable/20404382

Kaiser, H. F. (1974). An Index of Factorial Simplicity. *Psychometrika*, *39*(1), 31–36. https://doi.org/10.1007/BF02291575

Kamphorst, E., Cantell, M., Van Der Veer, G., Minnaert, A., & Houwen, S. (2021). Emerging School Readiness Profiles: Motor Skills Matter for Cognitive- and Non-cognitive First Grade School Outcomes. *Frontiers in*

Psychology, *12*. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.759480

Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling (4th ed.)*. The Guilford Press.

Libertus, M., Miller, P., Zippert, E. L., Bachman, H. J., & Votruba-Drzal, E. (2024). Predicting individual differences in preschoolers' numeracy and geometry knowledge: The role of understanding abstract relations between objects and quantities. *Journal of Experimental Child Psychology*, *247*, 106035. https://doi.org/10.1016/j.jecp.2024.106035

Liew, J., Cameron, C., & Lockman, J. (2016). Early Education and Development Special Issue. *Early Education and Development*, *27*(7), 1101–1102. https://doi.org/10.1080/10409289.2016.1216643

Messick, S. (1995). Validity of psychological assessment: Validation of inferences from persons' responses and performances as scientific inquiry into score meaning. *American Psychologist*, *50*(9), 741–749. https://doi.org/10.1037/0003-066X.50.9.741

Renuka, A. (2025). School Readiness Assessment Tools: Design and Use. *International Journal for Research in Education*, *14*(5). https://doi.org/10.63345/ijre.v14.i5.4

Sakshi. (2025). The Impact of Early Childhood Education on School Readiness. *IJSDR - International Journal of Scientific Development and Research (Www.IJSDR.Org)*, *10*(1), a553–a556. https://ijsdr.org/papers/IJSDR2501055.pdf

Shipstead, Zach, Harrison, Tyler L, & Engle, Randall W. (2016). Working Memory Capacity and Fluid Intelligence: Maintenance and Disengagement. *Perspectives on Psychological Science*, *11*(6), 771–799. https://doi.org/10.1177/1745691616650647

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics* (6th ed.). Pearson.

Tarigan, M., & Fadillah. (2022). Construct Validity of The Nijmeegse Schoolbekwaamheids Test (NST). *JPPP - Jurnal Penelitian Dan Pengukuran Psikologi*, *11*(1), 54–63. https://doi.org/10.21009/JPPP.111.08

Wang, L., & Wang, L. (2024). Relationships between Motor Skills and Academic Achievement in School-Aged Children and Adolescents: A Systematic Review. *Children*, *11*(3), 336. https://doi.org/10.3390/children11030336

Watkins, Marley W. (2018). Exploratory Factor Analysis: A Guide to Best Practice. *Journal of Black Psychology*, *44*(3), 219–246. https://doi.org/10.1177/0095798418771807

Weyer, M. (2021). *A Systems Focus to Improve School Readiness*. https://www.ecs.org/a-systems-focus-to-improve-school-readiness/

Jurnal Penelitian dan Pengukuran Psikologi
Volume 15, Nomor 02, Oktober 2026 http://doi.org/10.21009/JPPP.152.05

ADAPTASI DAN UJI PSIKOMETRI ALAT UKUR *DIGITAL WELL BEING*

ADAPTATION AND PSYCHOMETRIC EVALUATION OF THE DIGITAL WELL-BEING SCALE

Syarah Aisyah Azzahra[1], Ajeng Namyra Putri[1], Desi Maria[1], Muhammad Fikran Satar[1], Aisyah Ajeng[1], Devi Wulandari[1], Christiany Suwartono[1,2]
[1]Prodi Magister Psikologi, Fakultas Falsafah dan Peradaban, Universitas Paramadina, Jakarta, 13880, Indonesia
[2]Fakultas Psikologi, Universitas Katolik Indonesia Atma Jaya, Jakarta, 12930, Indonesia

Email: Azzahra.syarah@gmail.com, christiany.suwartono@atmajaya.ac.id

p-ISSN: 2337-4845
e-ISSN: 2620-7486

Received	*Revised*	*Accepted*	*Published*
28 Januari 2026	*21 Oktober 2026*	*22 Oktober 2026*	*30 Oktober 2026*

Abstract

Digital technology has become an integral part of everyday life, yet standardized instruments for assessing digital well-being within the Indonesian cultural context remain limited. This study aimed to adapt the Digital Well-Being Scale developed by Gomes et al (2023) into Indonesian and examine its psychometric properties in a sample of 300 digitally active individuals aged 18–40 years (M = 28.60, SD = 5.345), recruited through convenience sampling. The original scale consisted of 20 items measuring mental, emotional, and physical well-being. The adaptation process involved forward and backward translation, expert judgment by specialists in psychometrics and psychology, and readability testing prior to psychometric evaluation. Item analysis led to the eliminated of four physical well-being items that did not meet the item–rest correlation criteria, resulting in a 16-item Indonesian version. Exploratory Factor Analysis revealed a two-factor structure with satisfactory factor loadings, while internal reliability was very high for the overall scale (Cronbach's alpha = 0.915), as well as for the mental (α = 0.891) and emotional (α = 0.805) dimensions. Confirmatory Factor Analysis further supported acceptable model fit (CFI and TLI ≥ 0.90; RMSEA and SRMR ≤ 0.08). These findings suggest that digital well-being in Indonesia is a two-dimensional mental–emotional construct. Physical well-being is better understood as a consequence of digital technology use rather than a distinct domain. The Indonesian Digital Well-Being Scale demonstrates strong validity and reliability for assessing perceived digital well-being, supporting future research and culturally sensitive interventions.

Keywords: *digital well-being, mental, emotional, physical well-being, scale adaptation, measurement*

Abstrak

Teknologi digital telah menjadi bagian penting kehidupan sehari-hari, namun instrumen terstandar untuk mengukur kesejahteraan digital dalam konteks budaya Indonesia masih terbatas. Penelitian ini bertujuan mengadaptasi *Digital Well-Being Scale* dari Gomes et al. (2023) ke dalam bahasa Indonesia dan menguji sifat psikometriknya pada 300 individu aktif digital berusia 18–40 tahun (rata-rata usia 28,60 tahun, SD = 5,345), dengan teknik *convinience sampling*. Skala asli terdiri dari 20 item yang mencakup kesejahteraan mental, emosional, dan fisik. Proses adaptasi meliputi penerjemahan *forward & backward*, expert jugdement dari ahli psikometri & psikologi, serta uji keterbacaan sebelum pengujian psikometrik dilakukan. Analisis item mengeliminasi 4 item aspek fisik karena tidak memenuhi kriteria korelasi aitem–total, sehingga diperoleh versi Indonesia dengan 16 item. *Exploratory Factor Analysis* (EFA) menunjukkan struktur dua faktor dengan muatan faktor memenuhi kriteria, sementara reliabilitas internal sangat tinggi (*Cronbach's alpha* = 0,915), dengan reliabilitas internal pada dimensi mental (α = 0,891) dan emosional (α = 0,805). *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) mengonfirmasi kecocokan model yang memadai (CFI dan TLI ≥ 0,90; RMSEA dan SRMR ≤ 0,08). Temuan ini menunjukkan bahwa kesejahteraan digital di Indonesia dikonseptualisasikan sebagai konstruk dua dimensi yang mencakup aspek mental dan emosional. Kesejahteraan fisik lebih dipahami sebagai konsekuensi penggunaan teknologi digital daripada sebagai dimensi tersendiri. Skala Kesejahteraan Digital versi Indonesia menunjukkan validitas dan reliabilitas yang kuat untuk mengukur kesejahteraan individu dalam lingkungan digital serta mendukung penelitian lanjutan dan intervensi yang sensitif terhadap konteks budaya.

Kata kunci: *kesejahteraan digital, mental, emosional, kesejahteraan fisik, adaptasi skala, pengukuran*

1. Pendahuluan

Kesejahteraan individu (*well-being*) merupakan indikator penting dalam pembangunan sumber daya manusia, baik secara global maupun nasional. *Well-being* tidak lagi dipahami sebagai sekadar ketiadaan gangguan psikologis, melainkan sebagai kondisi positif yang mencerminkan bagaimana individu menilai dan menjalani kehidupannya secara menyeluruh (Diener & Tay, 2017). Dalam konteks digital, perspektif ini relevan untuk memahami bagaimana individu mengevaluasi pengalaman dan kesejahteraannya ketika berinteraksi dengan teknologi. Oleh karena itu, pengukuran *digital well-being* perlu mempertimbangkan pengalaman subjektif individu dalam lingkungan digital serta kesesuaian konsep dan instrumen dengan konteks sosial dan budaya Indonesia.

Dalam konteks Indonesia, pengukuran *digital well-being* penting untuk memahami pengalaman individu dalam menyeimbangkan manfaat dan dampak penggunaan teknologi digital. Hal ini didukung oleh meta-analisis Godard dan Holtzman (2024) terhadap 141 studi yang menunjukkan bahwa hubungan penggunaan media sosial dengan kesejahteraan, kesehatan mental, dan dukungan sosial bervariasi menurut aspek yang diukur dan konteks penggunaannya. Selain itu, validasi *Perceived Digital Well-Being Scale* pada sampel Amerika Serikat dan Inggris (Vera Cruz et al., 2025), serta adaptasinya pada dewasa muda di Arab Saudi (Elsokkary, 2026), menunjukkan pentingnya pengujian psikometrik pada populasi dan konteks budaya yang berbeda. Oleh karena itu, adaptasi dan pengujian validitas serta reliabilitas instrumen dalam konteks bahasa dan budaya Indonesia diperlukan untuk memastikan bahwa *digital well-being* dapat diukur secara tepat dan menjadi dasar bagi penelitian serta pengembangan intervensi yang relevan.

Perkembangan teknologi digital merupakan salah satu perubahan paling signifikan dalam kehidupan masyarakat modern. Internet, media sosial, pembelajaran daring, dan aplikasi kerja telah mengubah cara individu belajar, bekerja, dan berinteraksi. Floridi (2018) menyebut kondisi ini sebagai *infosphere*, yaitu ruang kehidupan baru yang mengaburkan batas antara dunia *online* dan *offline*, sehingga pengalaman manusia kini berlangsung secara simultan di ruang fisik dan digital. Lingkungan *online* menjadi ruang sosial virtual yang memungkinkan interaksi, pertukaran informasi, dan pembentukan pengalaman sosial melalui sistem digital yang saling terhubung (Briciu & Briciu, 2021). Dengan meningkatnya keterlibatan individu di ruang ini, pengalaman keseharian manusia semakin tidak terpisahkan dari dunia digital, sehingga kesejahteraan individu pun turut dipengaruhi oleh pengalaman yang terjadi di lingkungan *online*.

Berbagai penelitian terkini menunjukkan bahwa penggunaan teknologi digital memiliki hubungan yang kompleks dengan kesejahteraan individu. Meta-analisis terhadap 51 studi dengan 680.506 partisipan menemukan bahwa penggunaan media sosial yang bermasalah berkaitan dengan rendahnya kesejahteraan subjektif dan psikologis, sedangkan penggunaan yang berlebihan tidak selalu menunjukkan hubungan yang signifikan (Ansari et al., 2024). Tinjauan sistematis lainnya juga menunjukkan bahwa dampak media sosial terhadap kesehatan mental dan kesejahteraan dipengaruhi oleh karakteristik individu, pola penggunaan, serta konten dan desain platform digital (Sala et al., 2024). Temuan tersebut menegaskan bahwa kesejahteraan digital (*digital well-being*) perlu dikaji bukan hanya berdasarkan intensitas penggunaan teknologi, tetapi juga pengalaman individu ketika memanfaatkan teknologi dalam aktivitas sehari-hari. Dalam konteks Indonesia, kajian ini relevan untuk memahami pengalaman digital masyarakat dalam lingkungan sosial dan budaya setempat.

Tingginya intensitas penggunaan teknologi digital pasca-pandemi terbukti memicu technostress signifikan yang berdampak langsung terhadap penurunan kualitas tidur kelompok mahasiswa dewasa awal di Indonesia (Hapsari et al., 2024). Di sisi lain, meskipun paparan layar berkepanjangan tersebut menyebabkan kelelahan mental kronis (digital fatigue), individu tetap terjebak dalam kecemasan ekstrem berupa nomophobia akibat ketergantungan komunikasi yang sulit dilepaskan (Zulmi et al., 2025).

Meskipun isu kesejahteraan digital semakin relevan, kajian ilmiah mengenai *online well-being* masih terbatas, khususnya dari sisi pengukuran. Banyak penelitian masih menggunakan skala *well-being* tradisional yang belum dirancang khusus untuk menangkap pengalaman subjektif individu di lingkungan digital (Kearns & Whitley, 2019). Sebelum dikembangkannya instrumen yang lebih komprehensif, beberapa upaya pengukuran *digital well-being* telah dilakukan dengan berfokus pada aspek atau konteks teknologi tertentu. *Digital Well-Being Scale* yang dikembangkan oleh Ratan *et al.* (2021), menekankan pengalaman subjektif individu dalam berinteraksi dengan teknologi digital, khususnya terkait persepsi kontrol, keseimbangan penggunaan, dan dampak afektif. Meskipun memberikan kontribusi penting dalam pengembangan konsep *digital well-being*, pendekatan tersebut masih bersifat kontekstual dan belum sepenuhnya dirancang untuk menangkap kesejahteraan digital sebagai konstruk multidimensional yang terintegrasi serta siap diadaptasi lintas budaya.

Perkembangan pengukuran *digital well-being* juga ditunjukkan oleh Vera Cruz et al. (2025) dan Elsokkary (2026) melalui validasi *Perceived Digital Well-Being Scale* (PDWS) pada dewasa muda di Amerika Serikat dan Inggris serta adaptasinya pada budaya Arab saudi, yang mencakup dimensi emosional, sosial, dan kognitif. Penelitian tersebut memperkuat bukti pengukuran kesejahteraan digital berdasarkan persepsi individu terhadap pengalaman penggunaan *smartphone*, tetapi memiliki cakupan operasional yang berbeda dari pengukuran

kesejahteraan dalam aktivitas daring secara lebih luas. Perbedaan tersebut menunjukkan bahwa pemilihan instrumen perlu mempertimbangkan keselarasan antara konseptualisasi konstruk, konteks penggunaan teknologi, dan karakteristik populasi sasaran, serta tidak semata-mata didasarkan pada kualitas statistik instrumen.

Menjawab keterbatasan tersebut, Gomes *et al.* (2023) mengembangkan *Digital Well-Being Scale* sebagai instrumen yang secara khusus dirancang untuk mengukur kesejahteraan individu dalam konteks penggunaan teknologi digital melalui kerangka konseptual multidimensional yang mencakup aspek mental, emosional, dan fisik. Skala ini dikembangkan melalui proses validasi psikometrik yang komprehensif dan merepresentasikan perkembangan terkini dalam pengukuran *digital well-being* secara global. Namun demikian, karena dikembangkan dalam konteks budaya tertentu, penggunaan instrumen ini pada konteks sosial dan budaya yang berbeda, seperti Indonesia, memerlukan proses adaptasi lintas budaya yang sistematis, mencakup penerjemahan, penilaian ahli, uji keterbacaan, serta pengujian psikometrik, agar kesetaraan makna, relevansi konteks, dan akurasi pengukuran tetap terjaga (Schueller *et al.,* 2018)

Di Indonesia, Ananda et al. (2026) telah mengadaptasi *Digital Well-Being Scale* dari Arslankara et al. (2022) menggunakan analisis Rasch, sedangkan Rohimah et al. (2026) mengembangkan instrumen kesejahteraan digital bagi siswa sekolah menengah. Sejalan dengan penelitian internasional yang dilakukan oleh Ratan et al. (2021), Vera Cruz et al. (2025) dan Elsokkary (2026), penelitian tersebut menunjukkan perkembangan pengukuran *digital well-being* melalui instrumen, pendekatan psikometrik, dan konteks populasi yang beragam. Namun, perbedaan konseptualisasi dan cakupan dimensi instrumen menunjukkan perlunya evaluasi lebih lanjut terhadap pengukuran *digital well-being* dalam konteks Indonesia. Oleh karena itu, penelitian ini ini berfokus pada adaptasi dan pengujian psikometrik DWS dari Gomes et al. (2023) untuk memperoleh instrumen yang valid dan reliabel dalam mengukur *digital well-being* pada konteks Indonesia, serta mendukung penelitian lanjutan di bidang kesejahteraan digital . Mahasiswa memiliki tanggung jawab untuk meraih prestasi, baik dalam bidang akademik maupun nonakademik (Muslimah et al., 2022). Prestasi yang diperoleh melalui proses belajar dan usaha seharusnya menjadi suatu kebanggaan bagi mahasiswa. Namun, tidak semua mahasiswa mampu memandang keberhasilan tersebut sebagai hasil dari kemampuan dirinya. Sebagian mahasiswa justru merasa tidak pantas menerima penghargaan atau apresiasi atas pencapaian yang telah diraih (Maryam, 2025). Fenomena ini dikenal sebagai *impostor syndrome*. Istilah *impostor phenomenon* pertama kali diperkenalkan oleh Pauline Rose Clance dan Suzanne Imes pada tahun 1978 untuk menggambarkan kondisi individu yang meragukan kemampuan dirinya meskipun memiliki prestasi dan keberhasilan yang nyata (Clance & Imes, 1978).

2. Metode Penelitian

Responden

Responden dalam penelitian ini berjumlah 300 orang dewasa. Menurut Comrey dan Lee (1992), ukuran sampel 300 termasuk kategori “baik” untuk analisis faktor dan mampu menghasilkan estimasi parameter yang stabil serta andal. Kecukupan sampel tidak hanya ditentukan oleh jumlah partisipan, tetapi juga oleh karakteristik data dan kestabilan struktur faktor (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2024).

Tabel 1. Data Demografis Responden

Kelompok Usia	SMP	SMA/SMK	S1/S2/S3	Total (n)	Persentase (%)
18–29 Tahun	1	55	116	172	57,33
30–40 Tahun	2	34	92	128	42,67
Total	3	89	208	300	100

Responden penelitian berada pada rentang usia 18–40 tahun, dengan rata-rata usia 28,60 tahun (*SD* = 5,345), yang menurut Hurlock (1980) termasuk masa dewasa awal. Pada tahap ini, individu menghadapi proses pembentukan identitas dan kemandirian (Arnett, 2000), serta tuntutan dalam membangun relasi interpersonal dan mengembangkan karier (Schulenberg et al., 2005; Mehta et al., 2020). Rentang usia ini dipilih karena kelompok dewasa awal hingga dewasa madya awal merupakan kelompok dengan tingkat keterlibatan digital tertinggi dalam berbagai domain kehidupan, termasuk pekerjaan, pendidikan, dan relasi sosial. Hal ini diperkuat oleh penelitian yang menunjukkan bahwa dewasa awal dan dewasa madya awal memiliki intensitas penggunaan perangkat digital yang lebih tinggi, lebih beragam, dan lebih terintegrasi dengan identitas diri serta fungsi keseharian, sehingga pengalaman psikologis mereka sangat dipengaruhi oleh interaksi digital (Arnett *et al.,* 2021; Twenge, 2023). Sebaliknya, kelompok usia yang lebih tua cenderung menunjukkan pola penggunaan teknologi yang lebih terbatas dan instrumental, sehingga pengalaman kesejahteraan digitalnya memiliki karakteristik yang berbeda (Xie *et al.,* 2022). Oleh karena itu, memfokuskan penelitian pada rentang usia 18–40 tahun dinilai paling relevan untuk

menangkap dinamika *digital well-being* secara mendalam dan kontekstual.

Pengambilan sampel menggunakan teknik *convenience sampling*, yaitu metode *non-probability sampling* berdasarkan akses dan ketersediaan responden untuk berpartisipasi dalam penelitian (Andrade, 2021). Kriteria inklusi meliputi: (1) pengguna aktif internet dan perangkat digital, (2) durasi penggunaan digital lebih dari empat jam per hari, (3) usia 18–40 tahun, dan (4) kesediaan berpartisipasi secara sukarela. Kriteria tersebut ditetapkan untuk memastikan responden memiliki pengalaman digital yang cukup intens dan bermakna, sehingga mampu memberikan respons yang akurat dan relevan terhadap item skala *Digital Well-Being*. Dengan demikian, data yang diperoleh diharapkan merepresentasikan pengalaman *subjective well-being* dalam konteks penggunaan digital secara lebih tepat.

Instrumen

Instrumen yang digunakan dalam penelitian ini adalah *Digital Well-Being Scale* (DWS) yang dikembangkan oleh Gomes *et al. (*2023) untuk mengukur kesejahteraan subjektif individu dalam konteks penggunaan teknologi digital. Skala ini berlandaskan kerangka *subjective well-being* yang menekankan pengalaman afektif, evaluasi kognitif, serta dampak penggunaan teknologi terhadap fungsi keseharian, dengan mengoperasionalkan digital well-being melalui persepsi terhadap dampak penggunaan teknologi pada aspek mental, emosional, dan fisik. Instrumen dikembangkan melalui kajian literatur, penyusunan item, penilaian tujuh ahli, serta pengujian pada 301 responden aktif digital yang mayoritas berusia 21–30 tahun.

Versi asli DWS memiliki reliabilitas internal yang sangat tinggi (*Cronbach's alpha* = 0,921) dan terdiri dari 20 item yang mencakup tiga dimensi, yaitu *mental well-being* (12 item), *emotional well-being* (4 item), dan *physical well-being* (4 item) (Gomes *et al.,* 2023). Analisis eksploratori menggunakan *Principal Component Analysis* (PCA) menghasilkan tiga komponen, sedangkan CFA menunjukkan kecocokan model berdasarkan indeks χ^2/df = 2,86; GFI = 0,902; dan RMSEA = 0,070. Kekuatan instrumen terletak pada cakupan multidimensional dan dukungan awal reliabilitas serta struktur faktor, meskipun pengujian aslinya didominasi responden dewasa muda dan belum membuktikan kesetaraan pengukuran lintas budaya.

Setiap item direspon menggunakan skala Likert lima poin, mulai dari 1 (sangat tidak setuju) hingga 5 (sangat setuju), dengan skor total yang lebih tinggi menunjukkan tingkat *digital well-being* yang lebih baik. Dalam penelitian ini, DWS digunakan melalui proses adaptasi lintas budaya ke dalam Bahasa Indonesia untuk memastikan kesetaraan linguistik, budaya, dan konseptual. Proses adaptasi meliputi penerjemahan, penilaian oleh ahli, serta uji keterbacaan sebelum instrumen digunakan pada pengumpulan data utama.

Desain Penelitian

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan desain non-eksperimental yang berfokus pada adaptasi lintas budaya alat ukur serta pengujian karakteristik psikometriknya dalam konteks budaya Indonesia. Proses adaptasi instrumen mengacu pada pedoman adaptasi tes lintas budaya yang dikemukakan oleh Hambleton *et al.* (2004), yang menekankan pentingnya kesetaraan konseptual, linguistik, dan budaya dalam adaptasi alat ukur psikologis.

Sebelum proses adaptasi, peneliti telah memperoleh izin dari pengembang skala asli, yaitu Gomes *et al.* (2023), untuk melakukan penerjemahan, adaptasi lintas budaya, dan pengujian psikometrik *Digital Well-Being Scale* (DWS) dalam konteks Indonesia. Proses adaptasi diawali dengan penerjemahan maju (*forward translation*) dari bahasa Inggris ke bahasa Indonesia oleh penerjemah yang memiliki kompetensi bahasa dan latar belakang psikologi. Dua versi terjemahan disintesis menjadi satu versi awal, kemudian diterjemahkan kembali ke bahasa sumber (*back translation*) untuk mengidentifikasi kemungkinan pergeseran makna. Selanjutnya, penilaian kesetaraan makna melalui *expert judgement* dilakukan oleh 2 dosen psikologi yang memiliki kompetensi di bidang psikometri dan kesejahteraan psikologis. Penilaian ahli dilakukan secara kualitatif untuk mengevaluasi kesetaraan makna (*content validity*). Hasil penelaahan menunjukkan bahwa seluruh item mempertahankan kesetaraan makna konseptual sehingga instrumen dinyatakan layak sebagai versi prafinal.

Versi prafinal kemudian diuji keterbacaannya kepada 5 orang responden dengan karakteristik serupa dengan sampel penelitian utama. Uji keterbacaan difokuskan pada pemahaman bahasa dan relevansi budaya, bukan analisis statistik awal (Boateng *et al.,* 2018). Hasil uji menunjukkan bahwa seluruh instruksi dan item dapat dipahami dengan baik, tidak ambigu, serta relevan dengan pengalaman penggunaan teknologi digital sehari-hari sehingga tidak diperlukan revisi lanjutan. Setelah seluruh tahapan adaptasi diselesaikan, instrumen ditetapkan sebagai DWS versi bahasa Indonesia untuk pengumpulan data utama yang dilakukan secara daring, mempertimbangkan karakteristik responden yang aktif secara digital serta efisiensi metode tersebut dalam menjangkau partisipan dalam jumlah besar (Evans & Mathur, 2018).

Teknik Analisis

Analisis data bertujuan mengevaluasi kualitas psikometrik *Digital Well-Being Scale* versi Bahasa Indonesia, meliputi struktur faktor, unidimensionalitas konstruk, dan reliabilitas internal menggunakan JASP (*Jeffreys's Amazing Statistics Program*) versi 0.95.1. JASP yaitu perangkat lunak statistik *open-source* yang mendukung analisis faktor eksploratori dan konfirmatori (JASP Team, 2025). Penelitian ini berasumsi bahwa skala merepresentasikan satu konstruk utama, yaitu *digital well-being*, yang dipahami sebagai konstruk unidimensional ketika item-itemnya mengukur atribut laten yang sama dan saling berkaitan (Hattie, 1985; Reise, Moore, & Haviland, 2010).

Sebelum analisis dilakukan, data dari 330 responden diseleksi berdasarkan kriteria inklusi penelitian. Sebanyak 30 responden dieliminasi karena tidak memenuhi kriteria usia 18–40 tahun dan/atau penggunaan aktif perangkat digital atau internet minimal 4 jam per hari, sehingga diperoleh 300 responden yang memenuhi kriteria untuk dianalisis lebih lanjut.

Pengujian korelasi item-total (*item-rest correlation*) dilakukan sebagai tahap penyaringan awal (*initial screening*) sebelum EFA. Hal ini dikarenakan adanya modifikasi jumlah item dari instrumen asli, sehingga diperlukan verifikasi awal untuk memastikan bahwa setiap item berkontribusi terhadap konsistensi skor total sebelum struktur faktor dieksplorasi lebih lanjut (DeVellis, 2016).

Tahap awal dilakukan *Exploratory Factor Analysis* (EFA) untuk mengeksplorasi struktur laten dan menyeleksi item, dengan kelayakan data diuji melalui *Kaiser–Meyer–Olkin* (KMO) dan *Bartlett's Test of Sphericity*. EFA menggunakan metode *Principal Axis Factoring*, dengan penentuan jumlah faktor berdasarkan eigenvalue, scree plot, dan pertimbangan teoretis. Item dengan *factor loading* ≥ 0,30 dipertahankan (Hair et al., 2019).

Selanjutnya, *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) digunakan untuk menguji kesesuaian model, dengan kriteria *goodness-of-fit* meliputi CFI dan TLI ≥ 0,90, RMSEA ≤ 0,08, dan SRMR ≤ 0,08 (Hu & Bentler, 1999). Reliabilitas internal diuji menggunakan koefisien *Cronbach's alpha*, dengan nilai ≥ 0,70 dianggap memadai, disertai analisis korelasi item–total (Nunnally & Bernstein, 1994).

3. Hasil dan Diskusi

Hasil

Penelitian ini bertujuan untuk mengadaptasi serta menguji karakteristik psikometrik *Digital Well-Being Scale* (DWS) dalam konteks budaya Indonesia. Proses adaptasi dan pengujian instrumen dilakukan secara bertahap, dimulai dari penerjemahan, uji keterbacaan, hingga pengujian validitas dan reliabilitas berbasis analisis faktor. Rincian hasil analisis kuantitatif disajikan pada bagian lampiran.

Setelah data terkumpul, analisis awal dilakukan melalui pengujian *item-total correlation*. Hasil analisis menunjukkan bahwa 16 item memiliki nilai korelasi item-total ≥ 0,30, yang mengindikasikan bahwa item-item tersebut berkontribusi secara signifikan dalam mengukur konstruk yang sama, sedangkan empat item (P17, P18, P19, dan P20) menunjukkan nilai r<0,3, sehingga tidak memenuhi kriteria psikometrik. Secara konseptual, keempat item tersebut merepresentasikan aspek *physical well-being* yang dirumuskan dalam bentuk pernyataan yang terlalu pasti dan normatif, sehingga kurang mampu menangkap variasi pengalaman subjektif responden dengan kecenderungan memberikan jawaban yang homogen, sebagaimana pandangan dalam literatur psikometri yang menyatakan bahwa item dengan respons yang cenderung absolut sering kali memiliki daya diskriminasi yang rendah (DeVellis, 2016). Dengan demikian, 4 item tersebut dieliminasi dan DWS versi Bahasa Indonesia dilanjutkan ke tahap berikutnya dengan jumlah total 16 item.

Setelah eliminasi item P17-P20, dilakukan penghitungan ulang korelasi *item–rest* pada 16 item yang dipertahankan, yang berdasarkan pengelompokkan dimensi instrumen asli Gomes et al. (2023) terdiri atas 12 item dimensi *mental well-being* (P1-P12) dan 4 item dimensi *emotional well-being* (P13-P16). Hasil analisis menunjukkan bahwa seluruh item dalam versi final skala memiliki nilai korelasi item–rest di atas kriteria minimum yang direkomendasikan (r ≥ 0,30), dengan rentang nilai yang relatif stabil dan konsisten. Dibandingkan dengan hasil analisis awal sebelum eliminasi item, penghapusan item tersebut berkontribusi pada peningkatan konsistensi internal skala, yang tercermin dari menguatnya korelasi *item–rest* pada sebagian besar item yang dipertahankan serta meningkatnya koefisien reliabilitas skala secara keseluruhan. Temuan ini menunjukkan bahwa eliminasi item tidak hanya didasarkan pada kriteria statistik individual, tetapi juga memperbaiki homogenitas dan koherensi konstruk *digital well-being* yang diukur dalam konteks budaya Indonesia.

Tabel 2. Rangkuman Uji Item-rest Correlation Digital Well-Being Scale versi Bahasa Indonesia

		Sebelum Eliminasi		Setelah Eliminasi	
No Item	**Bunyi Pernyataan**	***Item-rest Correlation***	**Kesimpulan Sementara**	***Item-rest Correlation***	**Kesimpulan Sementara**
P1	Saya merasa lebih produktif ketika menggunakan internet.	.502	Diterima	.526	Diterima
P2	Aktivitas *online* membantu saya merasa lebih rileks.	.531	Diterima	.528	Diterima
P3	Saya merasa lebih terhubung dengan orang lain saat *online*.	.624	Diterima	.604	Diterima
P4	Aktivitas *online* membuat saya merasa lebih bersemangat.	.690	Diterima	.701	Diterima
P5	Saya merasa kemampuan saya memecahkan masalah meningkat sejak menggunakan platform digital.	.552	Diterima	.593	Diterima
P6	Aktivitas *online* membuat saya merasa lebih positif tentang diri saya.	.633	Diterima	.685	Diterima
P7	Saya merasa lebih dekat dengan orang lain ketika berkomunikasi *online*.	.641	Diterima	.653	Diterima
P8	Akses ke internet membantu saya membuat keputusan dengan lebih yakin.	.631	Diterima	.683	Diterima
P9	Saya merasa lebih dihargai ketika berinteraksi secara *online*.	.601	Diterima	.647	Diterima
P10	Saya merasa lebih ceria ketika terhubung ke internet.	.641	Diterima	.661	Diterima
P11	Informasi dan fitur di internet membuat saya merasa lebih dapat mengatur hidup saya.	.623	Diterima	.653	Diterima
P12	Saya merasa tidak nyaman jika terlalu lama tidak mengakses internet.	.353	Diterima	.365	Diterima
P13	Informasi di internet membuat saya lebih optimis tentang masa depan.	.567	Diterima	.596	Diterima
P14	Internet membantu saya berpikir lebih jernih.	.639	Diterima	.672	Diterima
P15	Kemudahan mengakses informasi *online* membuat saya merasa lebih percaya diri.	.672	Diterima	.725	Diterima
P16	Aktivitas *online* membuat saya tertarik pada hal-hal baru.	.447	Diterima	.463	Diterima
P17	Saya merasa waktu yang saya habiskan untuk beraktivitas *online* mempengaruhi pola tidur saya.	.017	Dieliminasi		
P18	Menghabiskan banyak waktu *online* mempengaruhi pola makan saya.	.033	Dieliminasi		
P19	Terlalu lama beraktivitas *online* membuat tubuh saya terasa tidak nyaman, seperti pegal atau nyeri.	.129	Dieliminasi		
P20	Aktivitas *online* membuat saya jadi kurang bergerak atau beraktivitas fisik.	.110	Dieliminasi		

Untuk mengkaji properti psikometrik *Digital Well-Being Scale*, dilakukan *Exploratory Factor Analysis* (EFA) guna menentukan dimensionalitas skala dan mengidentifikasi item dengan performa rendah (Vu et al., 2017). Uji kelayakan data menunjukkan nilai KMO sebesar 0,932 yang mengindikasikan sampel tergolong baik (Hutcheson & Sofroniou, 1999), serta hasil uji Bartlett's yang signifikan ($\chi^2 = 2.224$, $p < 0{,}001$), sehingga data memenuhi asumsi untuk analisis faktor (Field, 2013). Penentuan jumlah faktor didasarkan pada *eigenvalue, scree plot,* dan pertimbangan teoretis (DeVellis, 2016), yang menunjukkan terbentuknya dua faktor utama. Faktor 1 memiliki eigenvalue sebesar 6,740 dan Faktor 2 sebesar 0,743. Meskipun *eigenvalue* faktor kedua berada di bawah 1, solusi dua faktor tetap dipertahankan karena didukung oleh pola muatan faktor yang bermakna secara teoretis. Analisis

menggunakan rotasi promax untuk mengakomodasi korelasi antar faktor.

Seluruh item (P1–P16) menunjukkan performa yang baik dengan nilai *factor loading* di atas 0,30, sehingga seluruh item tersebut dapat digunakan (Tavakol & Wetzel, 2020). Item P15 menunjukkan muatan tertinggi pada Faktor 1 (0,882), sedangkan item P4 memiliki muatan tertinggi pada Faktor 2 (0,882). Terdapat satu item, yaitu P9, yang menunjukkan *cross-loading* pada kedua faktor (0,337 dan 0,390). Secara keseluruhan, hasil EFA menunjukkan bahwa DWS versi Bahasa Indonesia tersusun atas dua dimensi utama yang dapat diinterpretasikan sebagai aspek mental-emosional *digital well-being* yang saling berkaitan.

Tabel 3. Uji EFA Skala Digital Well-Being versi Bahasa Indonesia

Item	*Factor 1*	*Factor 2*	Keputusan
P1		.623	Diterima
P2		.599	Diterima
P3		.780	Diterima
P4		.882	Diterima
P5	.445		Diterima
P6		.494	Diterima
P7		.574	Diterima
P8	.551		Diterima
P9	.337	.390	Diterima
P10		.480	Diterima
P11	.768		Diterima
P12	.324		Diterima
P13	.723		Diterima
P14	.875		Diterima
P15	.882		Diterima
P16	.408		Diterima

Berdasarkan solusi dua faktor yang menyarankan 16 item dari EFA, peneliti kemudian melanjutkan tahapan analisis menggunakan uji *Confirmatory Factor Analysis* (CFA). Hasil CFA menunjukkan bahwa model dua faktor memiliki tingkat kecocokan yang cukup memadai (*acceptable fit*). Meskipun beberapa indeks (RMSEA mendekati 0,08 dan TLI mendekati 0,9) berada pada kategori marginal, sebagian besar indeks utama menunjukkan kecocokan model yang baik, khususnya χ^2/df kurang dari 5, GFI dan TLI di atas 0,9, serta SRMR kurang dari 0,08 (lihat tabel 4). Hasil CFA ini dapat dikatakan memiliki *goodness-of-fit* yang baik mengingat tidak dilakukan modifikasi pada saat dilakukan analisis.

Temuan ini menunjukkan bahwa struktur dua faktor dengan 16 item merupakan representasi yang memadai dari konstruk *digital well-being* pada sampel penelitian ini. Meskipun secara teoritis DWS versi asli mencakup dimensi fisik, hasil CFA mendukung keputusan untuk mengecualikan dimensi tersebut dalam konteks adaptasi di Indonesia.

Tabel 4. Model Fit Uji CFA

Kategori	Kriteria	Nilai	Nilai Acuan	Intepretasi
Absolute Fit	*Chi-square test/df*	2.964	< 5 dianggap baik	Baik
	p	<0.001	> .05 dianggap baik	Sensitif terhadap ukuran sampel (n = 300)
	Goodness of fit index (GFI)	.984	> .90 dianggap baik	Baik
	Root mean square error of approximation (RMSEA)	.081	< .08 baik	Fit marginal
	Standarized RMR (SRMR)	.049	< .08 dianggap baik	Baik
Incremental Fit	*Tucker-Lewis Index (TLI)*	.891	> .90 dianggap baik	Fit marginal
	Comparative fit index (CFI)	.906		Baik

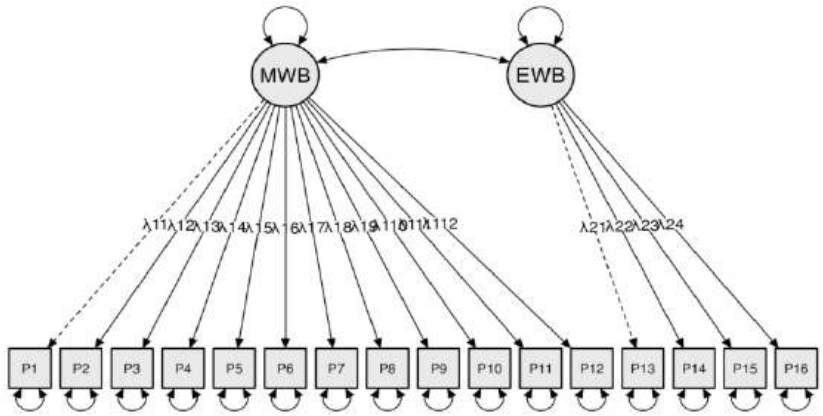
Tahap selanjutnya adalah pengujian reliabilitas internal untuk menilai konsistensi item-item *Digital Well-Being Scale* versi Bahasa Indonesia dalam mengukur konstruk yang sama. Pengujian reliabilitas dilakukan setelah struktur faktor dikonfirmasi melalui *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) (Hair *et al.,* 2019), dengan model hasil CFA ditampilkan pada Gambar 1.

Reliabilitas konstruk dievaluasi menggunakan koefisien *Cronbach's alpha*, yang merefleksikan konsistensi antar item dalam suatu skala (Robertson & Scott Evans, 2020). Nilai $\alpha > 0{,}70$ menunjukkan reliabilitas yang memadai, sementara nilai yang sangat tinggi ($\alpha > 0{,}90$) perlu ditafsirkan secara hati-hati karena berpotensi mengindikasikan redundansi item (Taber, 2018). Hasil analisis menunjukkan bahwa DWS versi Bahasa Indonesia dengan 16 item memiliki nilai *Cronbach's alpha* sebesar $\alpha = 0{,}915$, yang mengindikasikan konsistensi internal yang sangat tinggi, serta seluruh item secara konsisten merepresentasikan konstruk *digital well-being*, serta mencerminkan keterkaitan yang kuat antara aspek mental dan emosional sebagaimana didukung oleh hasil analisis faktor sebelumnya.

Factor loadings

						95% Confidence Interval	
Factor	Indicator	Estimate	Std. Error	z-value	p	Lower	Upper
Factor 1	P5	1.000	0.000			1.000	1.000
	P8	1.345	0.128	10.524	< .001	1.094	1.595
	P11	1.364	0.129	10.587	< .001	1.112	1.617
	P12	0.820	0.132	6.222	< .001	0.562	1.078
	P13	1.152	0.117	9.859	< .001	0.923	1.381
	P14	1.322	0.122	10.877	< .001	1.084	1.560
	P15	1.362	0.120	11.385	< .001	1.128	1.597
	P16	0.639	0.083	7.664	< .001	0.475	0.802
Factor 2	P1	1.000	0.000			1.000	1.000
	P2	1.020	0.123	8.307	< .001	0.779	1.260
	P3	1.155	0.129	8.991	< .001	0.904	1.407
	P4	1.207	0.122	9.923	< .001	0.969	1.446
	P6	1.195	0.127	9.439	< .001	0.947	1.444
	P7	1.176	0.129	9.121	< .001	0.923	1.429
	P9	1.164	0.128	9.071	< .001	0.912	1.415
	P10	1.099	0.119	9.223	< .001	0.866	1.333

Gambar 1. Skala 16 Item Digital Well-Being versi Bahasa Indonesia



Diskusi

Penelitian ini bertujuan mengadaptasi alat ukur *Digital Well-Being* agar selaras dengan pengalaman kesejahteraan individu dalam konteks budaya Indonesia. Meningkatnya intensitas penggunaan teknologi digital menjadikan kebutuhan akan instrumen yang tidak hanya akurat secara teknis, tetapi juga sensitif terhadap pengalaman subjektif, semakin penting. Teknologi digital telah menjadi bagian integral dari proses kognitif, emosional, dan relasi sosial individu, sehingga pengalaman penggunaan teknologi digital berkaitan erat dengan *digital well-being*. Temuan ini sejalan dengan pandangan bahwa *digital well-being* sangat dipengaruhi oleh nilai budaya, pola penggunaan teknologi, dan makna subjektif yang dilekatkan pada aktivitas digital (Vanden Abeele, 2021; Floridi, 2022).

Hasil adaptasi lintas budaya, uji keterbacaan, validitas isi, serta pengujian psikometrik, DWS versi Bahasa Indonesia menunjukkan kualitas pengukuran yang sangat baik. Skala ini memiliki reliabilitas internal yang sangat tinggi (*Cronbach's alpha* = 0,915) serta struktur konstruk yang konsisten berdasarkan hasil EFA dan CFA. Temuan ini menunjukkan bahwa DWS mampu mengukur pengalaman kesejahteraan digital secara stabil dan andal pada populasi Indonesia.

Berbeda dari kerangka awal Gomes *et al.* (2023) yang memandang *digital well-being* sebagai konstruk tiga dimensi (*mental well-being, emotional well-being*, dan *physical well-being*), hasil empiris dalam konteks Indonesia hanya mengonfirmasi dua dimensi utama, yaitu mental dan emosional. Dimensi fisik tidak menunjukkan performa psikometrik yang memadai dan dieliminasi. Temuan ini mendukung literatur mutakhir yang menekankan bahwa tantangan utama penggunaan teknologi digital terletak pada regulasi kognitif dan emosional, sementara aspek fisik lebih merupakan konsekuensi lanjutan dari tekanan psikologis (Büchi, 2021; Mark *et al.,* 2022).

Dimensi *mental well-being* muncul sebagai faktor yang paling dominan dalam struktur *digital well-being*, merefleksikan pengelolaan mengelola beban kognitif, kejenuhan informasi, kelelahan mental, serta tuntutan *multitasking* yang tinggi di lingkungan digital. Temuan ini sejalan dengan berbagai penelitian yang menunjukkan bahwa penggunaan teknologi digital secara intensif dapat meningkatkan risiko *cognitive overload*, penurunan kapasitas atensi, serta kelelahan mental yang berkepanjangan (Vanden Abeele, 2021).

Dimensi *emotional well-being* menggambarkan dinamika afektif yang menyertai interaksi digital, mencakup emosi positif (rasa terhubung, puas, dan terfasilitasi) dan emosi negatif (stres, kecemasan, iritabilitas, dan perasaan tertekan). Temuan ini selaras dengan kerangka *subjective well-being* yang memandang kesejahteraan sebagai keseimbangan antara afek positif, afek negatif, dan evaluasi subjektif terhadap pengalaman hidup (Diener *et al.,* 1999).

Sebaliknya, item-item yang dirancang untuk merepresentasikan aspek *physical well-being* tidak menunjukkan karakteristik psikometrik yang memadai dan tidak terkonfirmasi sebagai faktor laten yang berdiri sendiri. Temuan ini mengindikasikan bahwa dalam pengalaman subjektif responden Indonesia, aspek fisik seperti gangguan pola tidur, pola makan atau kelelahan tubuh tidak dimaknai sebagai inti dari *digital well-being*, melainkan sebagai konsekuensi dari tekanan mental dan emosional yang dialami akibat penggunaan teknologi digital. Dalam perspektif psikologi budaya, dalam masyarakat non-Barat, kondisi fisik sering dipahami sebagai manifestasi dari tekanan psikologis dan emosional, bukan sebagai domain kesejahteraan yang terpisah, suatu pola yang juga ditemukan dalam kajian psikologi budaya kontemporer (Kohrt *et al.,* 2020; Hinton & Kirmayer, 2021). Maulina *et al.* (2022) menemukan hubungan antara keluhan somatik, keadaan afektif, dan persepsi tubuh pada partisipan Indonesia dan Jepang, sehingga memberikan dasar untuk mempertimbangkan kemungkinan perbedaan pemaknaan pengalaman fisik dalam konteks budaya.

Secara metodologis, eliminasi item dengan korelasi item–rest rendah dapat meningkatkan konsistensi internal skala, yang mana, eliminasi item fisik yang bersifat terlalu absolut justru meningkatkan sensitivitas dan ketepatan pengukuran (DeVellis, 2016). Dengan demikian, eliminasi dimensi fisik dalam penelitian ini dapat berkaitan dengan karakteristik pengukuran dan pemaknaan pengalaman fisik dalam konstruk *digital well-being* yang kontekstual.

Karakteristik partisipan yang seluruhnya berada pada rentang usia dewasa awal (18–40 tahun) turut memberi konteks atas temuan ini, sebuah fase perkembangan yang ditandai oleh tuntutan kemandirian, pembentukan relasi interpersonal yang bermakna, serta tekanan produktivitas dan adaptasi terhadap peran sosial dan pekerjaan (Hurlock, 1980). Dalam fase ini, teknologi digital menjadi sarana utama untuk memenuhi kebutuhan kognitif, emosional, dan sosial, sehingga pengalaman kesejahteraan digital lebih banyak dimaknai melalui aspek mental dan emosional dibandingkan aspek fisik. Hal ini menjelaskan mengapa aspek fisik tidak muncul sebagai dimensi inti sebagaimana dua dimensi lainnya. Namun, perlu ada catatan, sebaran usia sampel memiliki standar deviasi yang relatif kecil (SD = 5,345), hal ini tidak serta-merta mengecilkan korelasi antar-item secara artifisial. Hal ini dibuktikan dengan nilai KMO sebesar 0,932 dan Bartlett's test yang signifikan ($p < 0,001$), yang menunjukkan bahwa matriks korelasi sangat memadai untuk analisis faktor. Meskipun demikian, kami menyadari bahwa homogenitas sampel (usia 18-40 tahun) membatasi generalisasi, sehingga penelitian selanjutnya disarankan mereplikasi instrumen ini pada rentang usia yang lebih luas.

Selain itu, tidak munculnya dimensi sosial sebagai faktor tersendiri konsisten dengan temuan skala asli serta perspektif budaya kolektivistik, di mana pengalaman sosial terinternalisasi dalam kondisi mental dan emosional individu (Gomes *et al.,* 2023; Kirmayer *et al.,* 2021). Dengan demikian, dampaknya lebih terasa pada keseimbangan mental dan emosional daripada dipersepsikan sebagai domain kesejahteraan yang terpisah.

Hasil CFA lebih lanjut menunjukkan bahwa dimensi mental dan emosional memiliki keterkaitan yang erat, namun tetap dapat dibedakan secara konseptual sebagai dua faktor laten yang *related but distinct*. Namun demikian, pengujian model *second-order factor* tidak menghasilkan solusi yang dapat diestimasi secara memadai, sehingga tidak mendukung keberadaan satu faktor tingkat tinggi yang menaungi seluruh dimensi. Hal ini menunjukkan bahwa *digital well-being* dalam konteks ini lebih tepat dipahami sebagai konstruk multidimensional non-hierarkis, di mana setiap dimensi berdiri relatif setara dan saling mempengaruhi tanpa berada dalam struktur hierarkis yang kuat (Brown, 2015; Hair *et al.,* 2019). Hal ini sejalan dengan pandangan psikologi budaya yang melihat pengalaman psikologis sebagai jaringan makna yang saling terhubung dan kontekstual (Kitayama & Salvador, 2024).

Ada pun keterbatasan utama penelitian ini adalah penggunaan sampel yang sama (N=300) untuk tahap EFA dan CFA. Meskipun hal ini umum dilakukan dalam adaptasi awal, prosedur ini berpotensi menimbulkan bias. Oleh karena itu, hasil CFA dalam penelitian ini bersifat konfirmatori awal (*preliminary confirmation*) dan memerlukan validasi silang (*cross-validation*) pada sampel independen di penelitian selanjutnya.

Secara keseluruhan, penelitian ini menegaskan bahwa adaptasi alat ukur *digital well-being* perlu mempertimbangkan cara individu memaknai kesejahteraan dalam konteks budaya tertentu. *Digital Well-Being Scale* versi Bahasa Indonesia terbukti valid, reliabel, dan sensitif secara budaya. Skala ini diharapkan dapat menjadi dasar yang kuat bagi penelitian lanjutan, pengembangan intervensi psikologis, serta perumusan kebijakan literasi digital yang lebih responsif terhadap kebutuhan kesejahteraan psikologis masyarakat Indonesia di era digital.

4. Kesimpulan

Penelitian ini menegaskan pentingnya adaptasi alat ukur *digital well-being* yang mempertimbangkan konteks sosial dan budaya Indonesia agar pengukuran kesejahteraan digital menjadi lebih relevan dan bermakna. Hasil adaptasi dan pengujian psikometrik menunjukkan bahwa *Digital Well-Being Scale* versi Bahasa Indonesia memiliki validitas dan reliabilitas yang sangat baik, sehingga layak digunakan untuk mengukur kesejahteraan subjektif individu dalam penggunaan teknologi digital.

Secara empiris, *digital well-being* pada penelitian ini terkonseptualisasi sebagai konstruk dua dimensi yang berfokus pada aspek mental dan emosional yang saling berkaitan erat. Pengalaman kesejahteraan digital terutama dimaknai melalui pengelolaan beban kognitif, kelelahan mental, serta dinamika emosi dalam keterlibatan digital yang intens. Aspek fisik tidak terkonfirmasi sebagai dimensi inti, melainkan dipahami sebagai konsekuensi dari tekanan mental dan emosional, sehingga item-item fisik dieliminasi karena kurang mampu menangkap variasi pengalaman subjektif.

Secara praktis, skala hasil adaptasi dapat dimanfaatkan sebagai instrumen awal dalam penelitian mengenai pengalaman kesejahteraan mental dan emosional pada pengguna teknologi digital. Secara teoritis dan metodologis, temuan ini menjadi dasar bagi penelitian selanjutnya untuk mengevaluasi kembali indikator fisik, menguji kesesuaian struktur faktor, serta memperkuat bukti validitas pada populasi yang lebih beragam. Tidak munculnya dimensi sosial sebagai faktor tersendiri didukung oleh konteks budaya Indonesia yang cenderung kolektivistik, pengalaman sosial digital terinternalisasi ke dalam kondisi mental dan emosional individu. Meskipun penelitian ini terbatas pada sampel dewasa muda (18-40 tahun) dengan keterlibatan digital tinggi, skala yang dihasilkan memberikan kontribusi penting sebagai alat ukur yang ringkas, valid, dan sensitif budaya bagi penelitian dan intervensi psikologis di era digital, khususnya di Indonesia.

Pernyataan Penggunaan Kecerdasan Buatan (*Use Of Artificial Intelligence*)

Dalam penyusunan artikel ini, penulis menggunakan ChatGPT sebagai alat bantu untuk memperbaiki tata bahasa dan menyunting naskah. Seluruh isi dan hasil penelitian telah diperiksa serta menjadi tanggung jawab penulis.

Kontribusi Penulis (*Authors' Contributions*)

Penulis bertanggung jawab atas seluruh tahapan penelitian, mulai dari penyusunan konsep penelitian, pengumpulan data, analisis data, interpretasi hasil, hingga penulisan dan revisi artikel

Pendanaan (*Funding*)

Penelitian ini tidak menerima pendanaan khusus dari lembaga pendanaan publik, komersial, maupun organisasi nirlaba.

Konflik Kepentingan (*Conflict Of Interest*)

Penulis menyatakan bahwa tidak terdapat konflik kepentingan dalam pelaksanaan penelitian maupun penyusunan artikel ini.

5. Daftar Pustaka

Ananda, A. S., Teena, K. A., Syahputra, R. D., Azizah, W. A., & Rangkuti, A. A. (2026). The Indonesian version of digital well-being scale: Validation study using Rasch model. Biopsikososial: Jurnal Ilmiah Psikologi Fakultas Psikologi Universitas Mercubuana Jakarta, 10(2), 175–196. https://publikasi.mercubuana.ac.id/index.php/biopsikososial/article/view/39650

Andrade, C. (2021). The inconvenient truth about convenience and purposive samples. Indian Journal of Psychological Medicine, 43(1), 86–88. https://doi.org/10.1177/0253717620977000

Ansari, S., Iqbal, N., Asif, R., Hashim, M., Farooqi, S. R., & Alimoradi, Z. (2024). Social media use and well-being: A systematic review and meta-analysis. Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 27(10), 704–719. https://doi.org/10.1089/cyber.2024.0001

Arnett, J. J. (2000). Emerging adulthood: A theory of development from the late teens through the twenties. American Psychologist, 55(5), 469–480. https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.5.469

Arnett, J. J., Žukauskienė, R., & Sugimura, K. (2021). The new life stage of emerging adulthood at ages 18–29 years: Implications for mental health. *The Lancet Psychiatry, 8*(4), 307–319. https://doi.org/10.1016/S2215-0366(20)30365-1

Arslankara, V. B., Demir, A., Öztaş, Ö., & Usta, E. (2022). Digital well-being scale validity and reliability study. Journal of Teacher Education and Lifelong Learning, 4(2), 263–274. https://doi.org/10.51535/tell.1206193

Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quiñonez, H. R., & Young, S. L. (2018). Best practices for developing and validating scales for health, social, and behavioral research: A primer. *Frontiers in Public Health, 6*, 149. https://doi.org/10.3389/fpubh.2018.00149

Briciu, A., & Briciu, V. A. (2021). Online social environments and digital communication: A conceptual framework. *Journal of Media Research, 14*(1), 3–18.

Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). New York, NY: Guilford Press.

Büchi, M. (2021). Digital well-being theory and research. *New Media & Society, 23*(10), 3105–3122. https://doi.org/10.1177/14614448211016134

Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.

DeVellis, R. F. (2016). *Scale development: Theory and applications* (4th ed.). Sage Publications.

Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. Psychological Bulletin, 125(2), 276–302. https://doi.org/10.1037/0033-2909.125.2.276

Diener, E., & Tay, L. (2017). A scientific review of the remarkable benefits of happiness for successful and healthy living. *Perspectives on Psychological Science, 12*(6), 861–883. https://doi.org/10.1177/1745691617696849

Elsokkary, E. M. (2026). Psychometric properties of the Arabic Perceived Digital Well-Being Scale (PDWS) in Saudi young adults. PLOS ONE, 21(7), e0354474. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0354474

Evans, J. R., & Mathur, A. (2018). The value of online surveys. *Internet Research, 28*(4), 854–887. https://doi.org/10.1108/IntR-03-2018-0089

Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (4th ed.). Sage Publications.

Floridi, L. (2018). Soft ethics and the governance of the digital. *Philosophy & Technology, 31*(1), 1–8. https://doi.org/10.1007/s13347-018-0303-9

Floridi, L. (2022). *Ethics, governance, and policies in the digital age*. Springer.

Godard, R., & Holtzman, S. (2024). Are active and passive social media use related to mental health, wellbeing, and social support outcomes? A meta-analysis of 141 studies. Journal of Computer-Mediated Communication, 29(1), zmad055. https://doi.org/10.1093/jcmc/zmad055

Gomes, S., et al. (2023). Measuring digital well-being: Development and validation of the Digital Well-Being Scale. *Computers in Human Behavior, 139*, 107512. https://doi.org/10.1016/j.chb.2022.107512

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage Learning.

Hambleton, R. K., Merenda, P. F., & Spielberger, C. D. (2004). *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. Lawrence Erlbaum Associates.

Hapsari, E. A., Rohmatullayaly, E. N., & Widayati, K. A. (2024). Technostress and sleep quality among university students in Indonesia: A cross-sectional study. Asian Journal of Social Health and Behavior, 7(4), 197–202. https://doi.org/10.4103/shb.shb_177_24

Hattie, J. (1985). Methodology review: Assessing unidimensionality of tests and items. *Applied Psychological Measurement, 9*(2), 139–164. https://doi.org/10.1177/014662168500900204

Hinton, D. E., & Kirmayer, L. J. (2021). Somatic distress and cultural models of mental illness. *Transcultural Psychiatry, 58*(1), 3–16. https://doi.org/10.1177/1363461520950543

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis. *Structural Equation Modeling, 6*(1), 1–55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

Hurlock, E. B. (1980). Developmental psychology: A life-span approach (5th ed.). McGraw-Hill.

Hutcheson, G. D., & Sofroniou, N. (1999). The multivariate social scientist: Introductory statistics using generalized linear models. SAGE Publications.

JASP Team. (2025). *JASP (Version 0.95.1)* [Computer software].

Kearns, M., & Whitley, E. (2019). Associations of internet use with well-being. *Journal of Medical Internet Research, 21*(8), e12871. https://doi.org/10.2196/12871

Kirmayer, L. J., Gómez-Carrillo, A., & Veissière, S. (2021). Culture and mental health: Foundations and future directions. *Dialogues in Clinical Neuroscience, 23*(1), 1–17.

Kitayama, S., & Salvador, C. E. (2024). Culture and the mind: Implications for mental health. *Annual Review of Psychology, 75*, 261–287. https://doi.org/10.1146/annurev-psych-020123-042111

Kohrt, B. A., et al. (2020). Cultural concepts of distress and psychiatric disorders. *World Psychiatry, 19*(1), 33–49. https://doi.org/10.1002/wps.20728

Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2024). Determining sample size requirements in EFA solutions: A simple empirical proposal. Multivariate Behavioral Research, 59(5), 899–912. https://doi.org/10.1080/00273171.2024.2342324

Mark, G., Iqbal, S. T., Czerwinski, M., Johns, P., & Sano, A. (2022). Digital stress and well-being. *Human–Computer Interaction, 37*(5–6), 455–509. https://doi.org/10.1080/07370024.2021.1953408

Maulina, V. V. R., Yogo, M., & Ohira, H. (2022). Somatic symptoms: Association among affective state, subjective body perception, and spiritual belief in Japan and Indonesia. Frontiers in Psychology, 13, Article 851888. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.851888

Mehta, C. M., Arnett, J. J., Palmer, C. G., & Nelson, L. J. (2020). Established adulthood: A new conception of ages 30 to 45. American Psychologist, 75(4), 431–444. https://doi.org/10.1037/amp0000600

Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.

Ratan, R. A., Beyea, D., Li, B. J., & Graciano, L. (2021). Understanding digital well-being: A framework and scale development. *Computers in Human Behavior, 121*, 106824. https://doi.org/10.1016/j.chb.2021.106824

Reise, S. P., Moore, T. M., & Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations. *Psychological Methods, 15*(1), 1–19.

Robertson, O., & Evans, M. S. (2020). Just how reliable is your internal reliability? An overview of Cronbach's alpha (α). PsyPag Quarterly, 1(115), 23–27. https://doi.org/10.53841/bpspag.2020.1.115.23

Rohimah, S., Yudha, E. S., & Saripah, I. (2026). Developing a digital wellbeing scale instrument for high school students: Rasch model analysis. G-Couns: Jurnal Bimbingan dan Konseling, 10(4), 3111–3124. https://doi.org/10.31316/g-couns.v10i04.8120

Sala, A., Porcaro, L., & Gómez, E. (2024). Social media use and adolescents' mental health and well-being: An umbrella review. Computers in Human Behavior Reports, 14, 100404. https://doi.org/10.1016/j.chbr.2024.100404

Schueller, S. M., et al. (2018). Mental health technologies. *World Psychiatry, 17*(2), 204–205.

Schulenberg, J. E., Bryant, A. L., & O'Malley, P. M. (2005). Taking hold of some kind of life: How developmental tasks relate to trajectories of well-being during the transition to adulthood. Development and Psychopathology, 17(4), 1119–1140. https://doi.org/10.1017/S0954579405050530

Taber, K. S. (2018). The use of Cronbach's alpha. *Research in Science Education, 48*(6), 1273–1296.

Tavakol, M., & Wetzel, A. (2020). Factor analysis: A practical guide. *Medical Teacher, 42*(11), 1320–1327.

Twenge, J. M. (2023). Generations, technology, and mental health: Current trends and future implications. *Current Opinion in Psychology, 49*, 101536. https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2023.101536

Vanden Abeele, M. M. P. (2021). Digital well-being as a dynamic construct. *Communication Theory, 31*(4), 932–955. https://doi.org/10.1093/ct/qtaa024

Vera Cruz, G., et al. (2025). Perceived Digital Well-Being Scale in the United States and United Kingdom: Psychometric Validation Study. JMIR Mental Health, 12, e78334. https://doi.org/10.2196/78334

Vu, T., et al. (2017). Exploratory factor analysis in scale development. *Journal of Applied Statistics, 44*(2), 281–296.

Xie, B., Chen, J., Morgan, D., & Schuller, T. (2022). Digital engagement of older adults: Barriers and facilitators. *Journal of Medical Internet Research, 24*(12), e40192. https://doi.org/10.2196/40192

Zulmi, A. M., Ardi, Z., Yendi, F. M., & Fadli, R. P. (2025). Nomophobia pada mahasiswa yang mengalami digital fatigue. Counseling and Humanities Review, 5(1), 39–46. https://doi.org/10.24036/0001238chr2025

Jurnal Penelitian dan Pengukuran Psikologi
Volume 15, Nomor 02, Oktober 2026 http://doi.org/10.21009/JPPP.152.06

ADAPTASI SKALA *THE FUTURE-ORIENTED REPETITIVE THOUGHT* (FORT) VERSI BAHASA INDONESIA

INDONESIAN ADAPTATION OF THE FUTURE-ORIENTED REPETITIVE THOUGHT (FORT) SCALE

Taurizka Maylanie Michelle Lio*, Tri Muji Ingarianti, Silfiasari
Fakultas Psikologi, Universitas Muhammadiyah Malang, Malang, 65144, Indonesia

Email: michellelio@webmail.umm.ac.id

p-ISSN: 2337-4845
e-ISSN: 2620-7486

Received	*Revised*	*Accepted*	*Published*
17 Februari 2026	*21 Oktober 2026*	*28 Oktober 2026*	*30 Oktober 2026*

Abstract

The Future-Oriented Repetitive Thought (FoRT) scale measures the frequency of individuals engaging in repetitive thinking about the future. Developed by Miranda et al (2017) in the United States, this scale comprises 15 items across 3 dimensions. This study aims to adapt and test the validity and reliability of the Indonesian version of the FoRT scale among university students in Indonesia. Participants were 422 Diploma and Undergraduate students aged 18-34 years, selected trough convenience sampling. The adaptation followed The Internal Test Commission. Construct validity was assessed using Confirmatory Factor Analysis (CFA) with DWLS estimation model to evaluate the model with the data after the adaptation process. Results showed that four out of five fit index parameters met the standards (CFI=0.986, TLI= 0.981, SRMR= 0.069, RMSEA= 0.079, $\chi 2/df=3.623$). *The reliability test using Cronbach's Alpha indicated values >0.70 across all items, indicating that the items on the FoRT scale had good internal consistency in measuring future repetitive thought. Additionally, convergent validity was reviewed through Average Variance Extracted (AVE) also met the required threshold, with all values >0.50. Overall, the FoRT scale showed adequate psychometric properties and can be used as a reliable and valid instrument for psychological research in Indonesia*

Keywords: Adaptation scale*, Confirmatory Factor Analysis, Future-Oriented Repetitive Thought, Future repetitive thought*, *Indonesian language*

Abstrak

Skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) merupakan skala yang mengukur frekuensi individu dalam memikirkan masa depan secara repetitif. Skala ini dikembangkan oleh Miranda *et al* (2017) di Amerika Serikat, skala FoRT terdiri atas 3 aspek dengan total 15 item. Penelitian ini bertujuan untuk mengadaptasi dan menguji validitas serta reliabilitas skala FoRT kedalam bahasa Indonesia pada sampel mahasiswa. Penelitian ini melibatkan 422 mahasiswa program Diploma dan Sarjana berusia 18 hingga 34 tahun yang dipilih menggunakan *convenience sampling*. Keseluruhan proses adaptasi telah terstandar berdasarkan *Internal Test Commission* (ITC). Analisis validitas konstruk dilakukan melalui *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) dengan model estimasi DWLS yang bertujuan untuk menguji kesesuaian model dengan data yang diperoleh setelah proses adaptasi. Hasil analisis menunjukkan empat dari lima parameter indeks fit memenuhi standar (CFI=0.986, TLI= 0.981, SRMR= 0.069, RMSEA= 0.079, $\chi 2/df=3.623$). Uji reliabilitas melalui *Cronbach's Alpha* menunjukkan nilai >0.70 pada seluruh item, menandakan bahwa item pada skala FoRT memiliki konsistensi internal yang baik dalam mengukur *future repetitive thought.* Selain itu nilai validitas konvergen ditinjau melalui *Average Variance Extracted* (AVE) juga memenuhi kriteria dengan seluruh item menunjukkan nilai >0.50. Secara keseluruhan skala FoRT menunjukkan hasil psikometri yang memadai sehingga dapat digunakan dalam penelitian di Indonesia

Kata kunci: Adaptasi skala, *Confirmatory Factor Analysis***,** *Future-Oriented Repetitive Thought, Future repetitive thought, Bahasa Indonesia*

1. Pendahuluan

Pemikiran mengenai masa depan merupakan salah satu aspek penting dalam dinamika psikologis individu, terutama ketika individu menginjak usia dewasa awal. Masa dewasa awal dimulai pada usia 18 tahun hingga 40 tahun (Paputungan, 2023), pada rentang periode ini individu akan melakukan penyesuaikan diri terhadap pola-pola kehidupan yang baru, Ramadhina & Sosialita (2022) menjelaskan bahwa pada usia ini individu dihadapkan pada pemikiran terkait kehidupan jangka panjang, termasuk hubungan romantis dan pekerjaan. Selain itu, individu dituntut untuk mandiri secara finansial, sosial dan psikologis dari ketergantungannya dengan orangtua (Siregar *et al*., 2022). Berbagai tuntutan perubahan tersebut menjadikan masa depan sebagai salah satu fokus pertimbangan individu, baik dalam menentukan pilihan hidup maupun mengantisipasi berbagai kemungkinan yang dapat terjadi pada masa mendatang

Salah satu tantangan terbesar yang dihadapi kelompok dewasa awal di Indonesia adalah transisi dari dunia pendidikan menuju dunia kerja. Data Badan Pusat Statistik (2025) menunjukkan bahwa sebagian besar kelompok pengangguran di Indonesia didominasi oleh kelompok usia 20-29 tahun, angka pengangguran tersebut pada kelompok rentang usia 20-24 tahun bahkan mencapai 14.35%. Selain itu, Badan Pusat Statistik (2025) juga menemukan bahwa lebih dari sepertiga penduduk menunjukkan adanya ketidaksesuaian antara tingkat pendidikan dan pekerjaan yang dijalani. Kondisi tersebut menggambarkan tantangan yang dihadapi sebagian besar kelompok dewasa awal dalam merintis karir dan menentukan arah karir yang sesuai dengan latar belakang pendidikan, situasi ini dapat menjadi sebuah hambatan ketika individu merencanakan dan menentukan arah hidup, kondisi tersebut menunjukkan bahwa masa dewasa awal diwarnai dengan berbagai ketidakpastian, tuntutan dan tantangan. Bagi individu pada kelompok dewasa awal, kesulitan memperoleh pekerjaan tidak hanya berkaitan dengan pencapaian karir, tetapi juga dapat mempengaruhi perencanaan kemandirian finansial dan kehidupan jangka panjang. Ketika pencapaian tujuan tersebut belum dapat dipastikan, individu perlu mempertimbangkan berbagai kemungkinan yang dapat terjadi dan langkah-langkah antisipasi yang perlu dilakukan untuk mencapai kehidupan yang diharapkan. Dalam situasi tersebut, individu akan terdorong untuk memikirkan berbagai kemungkinan yang berkaitan terhadap masa depannya, baik pemetaan langkah untuk mencapai tujuan maupun kemungkinan hambatan dalam mencapai tujuan.

Pemikiran masa depan merupakan bagian dari proses kognitif yang memungkinkan individu membentuk representasi mental mengenai berbagai kemungkinan yang dapat terjadi, Pawlak & Moustafa (2023) menemukan bahwa semakin sering individu memikirkan masa depannya secara berulang terhadap suatu peristiwa masa depan, maka hal ini dapat meningkatkan penilaian individu mengenai seberapa besar peluang peristiwa tersebut akan benar-benar terjadi, sehingga pemikiran ini dapat berperan penting dalam penetapan tujuan dan pengaturan perilaku untuk mencapai hasil yang diinginkan. Meskipun demikian, pemikiran masa depan tidak selalu memiliki orientasi dan frekuensi yang sama antar individu, hal tersebut bergantung pada hal yang menjadi perhatian masing-masing individu. Oleh karena itu, pemikiran mengenasi masa depan tidak hanya perlu dipahami berdasarkan isi pemikirannya, tetapi juga berdasarkan bagaimana pemikiran tersebut mucul dan berulang.

Pemikiran masa depan dapat dikaji melalui konsep *Future repetitive thought,* yakni proses berpikir berulang mengenai masa depan diserta dengan afek yang melibatkan konsistensi pemikiran berisikan ancaman, resiko dan ketidakpastian terkait persitiwa masa depan (Casper & Sonnentag, 2020). Isi mengenai pemikiran masa depan juga berkaitan dengan pengalaman masa lalu, seperti kegagalan maupun keberhasilan, hal ini menjadikan pengalaman tersebut sebagai pertimbangan individu dalam memperkirakan kemungkinan yang akan terjadi. Pendapat lain mengenai *Future repetitive thought,* yakni pola pemikiran berulang terkait berbagai kemungkinan kejadian yang akan terjadi di masa depan, ini juga melibatkan proses kognitif yang bersifat adaptif maupun maladaptif (Miranda *et al*., 2017). *Future repetitive thought* dilakukan oleh individu sebagai bentuk pemecahan masalah mental dan persiapan akan peristiwa di masa depan, atau dengan demikian dapat dipandang sebagai upaya coping antisipatif yang dapat membantu pemecahan masalah (Borkovec *et al.*, 1983; Casper & Sonnentag, 2020). Pemikiran ini berfungsi untuk mengatasi perubahan-perubahan yang terjadi dalam kehidupan sehari hari seperti memfasilitasi proses mengambilan keputusan (El Haj *et al*., 2021).

Proses pemikiran berulang mengenai masa depan atau *Future repetitive thought* dapat membentuk konsekuensi berbeda terhadap masing-masing individu. Hal ini bergantung terhadap konten pemikiran, semakin sering individu memikirkan kemungkinan ancaman atau resiko terhadap masa depan, maka semakin besar juga potensi dampak negatif yang dirasakan apabila pola pemikiran ini dilakukan secara terus menerus tanpa adanya pengelolaan yang memadai dan skreening oleh ahli, kondisi ini akan menimbulkan gangguan psikologis seperti kecemasan dan kekhawatiran (Watkins, 2008). Sebaliknya, ketika individu memikirkan masa depan dengan antisipatif seperti perencanaan dan pemecahan masalah, pemikiran tersebut dapat memberikan dampak positif dengan membantu individu mempersiapkan diri menghadapi berbagai kemungkinan. Oleh karena itu, penting untuk menangkap aspek negatif dan positif dari pemikiran ini, yang bertujuan untuk memahami *mental rehearsal* terhadap perilaku (Miranda *et al.*, 2017).

Terdapat skala untuk menangkap aspek negatif dan positif dari pemikiran masa depan, skala ini adalah *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) yang dikembangkan oleh Miranda *et al* (2017). Skala ini merupakan skala yang dikembangkan dari gabungan teori *hopelessness* Abramson *et al* (1998), Andersen *et al* (1992) dan Joiner & Rudd (1996). *Hopelessness* sendiri diartikan sebagai kecenderungan untuk berharap hasil masa depan yang negatif akan terjadi dan hasil masa depan yang positif pasti akan gagal terjadi, namun disisi lain *hopelessness* juga diartikan sebagai pemikiran berulang yang melibatkan pertimbangan hasil positif dan negatif akan terjadi di masa depan (Andersen *et al.*, 1992; Miranda et al., 2017). Selain dikembangkan melalui teori *hopelessness,* Skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) juga merupakan perkembangan dari teori *Repetitive thinking about future event* yang berfokus hanya pada prediksi peristiwa tanpa mempertimbangkan hal lain. Teori-teori ini membantu dalam mengkonseptualisasikan *Future-Oriented Repetitive Thought* yang dapat memberikan informasi pemikiran adaptif seperti dan maladaptif.

Pada sisi adaptif, skala FoRT mampu memberikan informasi mengenai mengenai kecenderungan individu dalam memikirkan masa depan secara konstruktif seperti perencanaan, penetapan tujuan, serta antisipasi terhadap tantangan yang mungkin terjadi. Sedangkan pada sisi maladaptif, skala FoRT mampu memberikan informasi mengenai kecenderungan individu yang berfokus pada keyakinan irasional, ancaman dan resiko. Selain itu hasil pengukuran dari skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* juga dapat memberikan informasi terkait target kognitif yang tepat untuk intervensi (Miranda *et al*., 2017). Melalui pengukuran tersebut, skala FoRT dapat digunakan sebagai alat skrining awal untuk identifikasi kerentanan terhadap gangguan psikologis seperti kecemasan masa depan.

Skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) dikembangkan untuk melengkapi kekurangan pengukuran yang telah ada sebelumnya. Alat ukur atau skala sebelumnya mengenai *Future repetitive thought* tidak dapat mengungkap sejauh mana pemikiran tersebut berdampak positif ataupun negatif terhadap individu, selain itu belum terdapat alat ukur sebelumnya mengenai *Repetitive thought* yang spesifik terhadap orientasi masa depan (Miranda *et al*., 2017). Berbeda dengan pengukuran sebelumnya yang sebagian besar berfokus pada isi pemikiran negatif, FoRT menjadi alat ukur yang dapat mengungkap dua sisi, baik adaptif maupun maladaptif. Selain itu, FoRT juga tidak hanya mempertimbangkan pada isi atau konten pemikiran masa depan saja, tetapi juga mempertimbangkan frekuensi munculnya pemikiran tersebut. Kelebihan lain dari skala ini, yakni hasil pengukuran dari skala *Future-Oriented Repetitive Thought* juga dapat memberikan informasi terkait target kognitif yang tepat untuk intervensi (Miranda *et al.*, 2017). Hal ini menjadi relevan dalam konteks Indonesia, karena pemikiran berulang mengenai masa depan berkaitan dengan cara individu dalam mengatasi ketidakpastian dalam mencapai tujuan di masa mendatang.

Skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) terdiri dari tiga aspek yakni 1) *Pessimistic repetitive future thinking* (PT), 2) *Repetitive thinking about future goals* (FG), dan 3) *Positive indulging about the future* (PI). Dengan total 15 item final didukung dengan tingkat reliabilitas yang baik yakni 0.75. Skala ini juga memiliki validitas konvergen yang baik, ditunjukkan dengan kolerasi positif dengan konstruk yang berkaitan dengan *Repetitive thought* seperti *rumination, worry, hopelessness* dan gejala-gejala depresi.

Skala *Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) hingga saat ini belum diadaptasi ke dalam bahasa Indonesia, meskipun demikian, skala ini telah digunakan secara luas dan telah di adaptasi ke dalam bahasa lain, termasuk Perancis dan China. Mempertimbangkan bahwa topik mengenai pemikiran masa depan berkaitan dengan berbagai aspek kehidupan dan seringkali menjadi topik pembahasan di Indonesia, tetapi terdapat terbatasnya ketersediaan instrumen. Adaptasi ini berpotensi melengkap instrumen yang telah ada dan dapat memberikan konstribusi kepada penelitian selanjutnya.

2. Metode Penelitian

Subjek Penelitian

Populasi dalam penelitian ini adalah mahasiswa aktif program sarjana yang sedang menempuh pendidikan di Indonesia, berdasarkan data PDDIKTI terdapat sekitar 4,9 juta mahasiswa aktif di Indonesia. Populasi ini dipilih dikarenakan mahasiswa dinilai sebagai kelompok yang relevan dan termasuk kedalam kelompok yang beririsan dengan kelompok rentang usia periode dewasa awal. Pemilihan populasi ini disesuaikan dengan pengembangan alat ukur di negara asalnya yang menggunakan mahasiswa sebagai subjek penelitian. Menurut (Borsa *et al*., 2012) pemilihan populasi yang sama dengan alat ukur di budaya asli dapat memberikan kelebihan yakni, instruksi serta item dapat mudah dipahami oleh responden. Sedangkan untuk teknik sampel yang digunakan dalam penelitian ini, menggunakan pengambilan sampel *non probability*, yakni teknik penarikan sampel yang tidak memberikan kesempatan yang sama bagi setiap individu untuk menjadi subjek penelitian (Priyono, 2008). Secara khusus teknik sampling yang digunakan adalah *convenience sampling*. Menurut (Golzar *et al*., 2022; Rahi, 2017) *convenience sampling* merupakan pengumpulan data dari populasi penelitian yang dapat dijangkau oleh peneliti, selain itu teknik sampling ini cocok digunakan dengan pertimbangan mudahnya akses oleh peneliti,

sehingga dapat mendukung proses adaptasi serta pengujian awal instrumen *Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) dalam konteks bahasa Indonesia secara optimal. Sedangkan untuk penentuan jumlah sampel didasarkan pada tabel rumus Isaac dan Michael dengan tingkat kesalahan 0.05 atau 5%.

Tabel 1. Data Demografis Responden

Kategori	Frekuensi (N=422)	Presentase
Jenis Kelamin		
Laki-laki	129	30.6%
Perempuan	293	69.4%
Usia		
18-20	127	30.1%
21-23	289	68.5%
24-34	6	1.4%
Jurusan		
Psikologi	91	21,6
Kesehatan dan medis	129	30,6
Teknik dan teknologi	84	19.9
Ekonomi dan bisnis	38	9.0
Sosial, Humaniora, Bahasa, Pendidikan dan Seni	80	18.9
Instansi Pendidikan		
Perguruan Tinggi Negeri (PTN)	131	31%
Perguruan Tinggi Swasta (PTS)	287	68.1%
Politeknik, Poltekkes dan STIKES	4	0.9%

Berdasarkan tabel 2. Data Demografis Responden, responden dalam penelitian ini berjumlah 422 orang, dengan sebagian besar responden berjenis kelamin perempuan berjumlah 293 dan 129 berjenis kelamin laki-laki. Seluruh responden dalam penelitian ini telah dipastikan sedang menempuh pendidikan Diploma atau Sarjana.

Instrumen Penelitian

Studi ini berfokus pada adaptasi skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) yang telah dikembangkan oleh (Miranda *et al.*, 2017). Skala *Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) dikembangkan berdasarkan teori *Hopelessness* Abramson *et al* (1998), Joiner & Rudd (1996), dan Andersen *et al* (1992). Skala ini tepat untuk diadaptasi ke dalam bahasa Indonesia dikarenakan dapat memberikan informasi frekuensi individu memikirkan masa depan secara berulang, selain itu skala ini juga menunjukkan reliabilitas konsisten yang baik bersamaan dengan validitas konvergen, yakni sebesar 0.76 untuk reliabilitas konsistensi internal (Miranda *et al.,* 2017). Skala *Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) memiliki tiga aspek, secara lengkap pengertian tiga aspek tersebut adalah berikut:

1. *Pessimistic repetitive future thinking* (PT) atau pemikiran pesimistis berulang tentang masa depan, kecenderungan untuk berpikir dan mempertimbangkan kemungkinan hasil masa depan yang bersifat negatif akan terjadi dan masa depan yang bersifat positif tidak akan terjadi. Aspek ini memiliki korelasi positif dengan perenungan atau *rumination* dan kecemasan masa depan.
2. *Repetitive thinking about future goals* (FG) atau pemikiran berulang tentang tujuan masa depan, yakni aspek yang mengukur seberapa sering individu memikirkan tujuan di masa depan yang memiliki korelasi kuat dengan refleksi.
3. *Positive indulging about the future* (PI) atau larut dalam pikiran positif tentang masa depan, yakni kecenderungan individu untuk menikmati hasil masa depan yang positif, aspek ini berkaitan dengan *rumination* yang dapat memberikan dampak maladaptif**.**

Tabel 2. blueprint skala The Future-Oriented Repetitive Thought (FoRT)

No.	Aspek	Item *favorable*	Item *unfavorable*	Jumlah
1.	*Pessimistic repetitive future thinking* (PT)	1,2,3,4,5,6,7,8	-	8
2.	*Repetitive thinking about future goals* (FG)	9,10,11,12	-	4
3.	*Possitive indulging about the future* (PI)	13,14,15	-	3
	Total			15

Skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) merupakan skala berjenis frekuensi *likert* dengan pilihan 4 poin yakni (0) tidak pernah, (1) kadang-kadang, (2) sering, dan (3) selalu. Penekanan dalam pengisian skala *Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) adalah frekuensi dalam memikirkan masa depan tanpa memandang bahwa pikiran tersebut termasuk kedalam sikap atau keyakinan. Cara skoring skala ini dapat dilakukan dengan cara dijumlahkan.

Prosedur

Adaptasi skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) dalam penelitian ini dilaksanakan mengacu pada panduan *ITC Guidelines for Tranlating and Adapting Test* (2017). Panduan ini memuat langkah-langkah, proses, dan kewajiban peneliti yang harus dilakukan ketika melaksanakan adaptasi skala. Berdasarkan panduan tersebut terdapat enam tahapan adaptasi skala.

1. *Pre-condition,* pada tahap pertama yakni *pre-condition*, peneliti harus memperoleh izin dari pembuat instrumen sebagai langkah awal, dilanjut dengan evaluasi kesesuaian konstruk agar konsep yang diukur dapat relevan dan bermakna sama pada budaya yang berbeda. Tahap verifikasi awal kepada pemilik skala Miranda *et al* (2017), hal ini termasuk memastikan lingkup penggunaan dan batasan hak cipta, berlangsung pada tanggal 26 Juni hingga 27 Juni 2025.
2. *Test development,* yakni tahap yang mencakup proses penerjemahan dan penyesuaian instrumen dengan memperhatikan kesetaraan bahasa, makna dan konteks budaya yang dilakukan menggunakan metode *double translation*, kemudian dilakukan sintesa untuk menggabungkan hasil terjemahan yang paling sesuai dan dilanjutkan dengan pemeriksaan melalui *backward translation* untuk memeriksa kesesuaian makna, peninjauan oleh expert, serta uji coba awal untuk memastikan keterbacaan, pemahaman dan kesetaraan konstruk antara versi asli dan versi yang telah diterjemahkan. Tahap *double translation* dilakukan oleh dua lembaga penerjemah dan *backward translation* dilakukan oleh ahli bahasa yang berbeda dengan *double translation*, kemudian dilakukan sintesa oleh peneliti, tahap ini berlangsung dari tanggal 12 Juli hingga 19 Juli 2025, Untuk tahap peninjauan oleh *expert judgement* dilakukan oleh tiga ahli yang kompeten dalam konstruk yang diukur bertujuan untuk menilai kesesuaian konten, konsep dan linguistik. Peninjauan oleh *expert* dilakukan oleh tiga dosen Fakultas Psikologi Universitas Muhammadiyah Malang, tahap ini berlangsung pada tanggal 13 Agustus hingga 19 Agustus 2025*,* peneliti melakukan sintesa kedua dengan cara memperbaiki bunyi-bunyi item sesuai dengan saran *expert.* Selanjutnya tahap uji coba dilakukan secara terbatas kepada 10 subjek berbeda yang memiliki karakteristik sama dengan responden yang dibutuhkan dalam penelitian, subjek diminta untuk menilai kejelasan dan memberikan saran, uji coba ini dilakukan tanggal 19 hingga 30 Agustus 2025. Melalui hasil uji coba ini peneliti merubah pilihan jawaban *likert.* Sebelum perubahan, pilihan pada skala *likert* terdiri atas empat pilihan jawaban dari 0 hingga 3. Dengan nilai 0 (tidak pernah), 1 (kadang-kadang), 2 (sering), dan 3 (hampir selalu). Pada tahap uji coba, empat subjek menyatakan bahwa pilihan jawaban pada *likert* 2 (sering) dan 3 (hampir selalu) memiliki makna serupa sehingga akan menimbulkan keraguan dalam memilih jawaban. Temuan ini kemudian menjadi masukan bagi peneliti untuk meninjau ulang jawaban skala *likert*, kemudian atas masukan tersebut peneliti merubah pilihan jawaban 3 yakni "hampir selalu" menjadi "selalu", sehingga batasan makna antar pilihan jawaban skala *likert* menjadi jelas. Sebelum dilakukan pengambilan data, pada tahap ini peneliti juga melakukan *ethical clearance*, peneliti melakukan pelaporan *ethical clearance* pada tanggal 4 September 2025 dan memperoleh persetujuan pada tanggal 10 September 2025.
3. *Confirmation,* tahap ini mencakup pemilihan sampel representatif dalam jumlah besar, melakukan studi validitas dan reliabilitas, serta mengumpulkan bukti kesetaraan konstruk, metode dan item melalui prosedur analisis statistik yaitu *Confirmatory Factor Analysis* (CFA). Dalam hal ini peneliti melakukan pengambilan yang dimulai pada tanggal 3 September hingga 18 Oktober 2025*,* sedangkan untuk analisis

validitas konstruk menggunakan *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) dilakukan pada tanggal 25 Oktober hingga 11 November 2025 melalui software jamovi 2.7.12.

4. *Administration,* tahap yang memastikan bahwa instrumen memiliki pedoman instruksi yang jelas dan tepat pada populasi sasaran. Dalam hal ini peneliti juga memastikan bahwa skala yang telah diujikan dan divalidasi dengan baik telah melewati proses yang terstandar, meliputi petunjuk pengisian, *informed consent* bagi responden, termasuk memastikan bahwa tampilan *google form* pada setiap responden sama sehingga tidak menimbulkan bias.
5. *Score scales and interpretation,* tahap ini meliputi peninjauan ulang hasil skor dan pemaknaannya dengan mempertimbangkan informasi relevan yang telah didapat, peneliti juga memastikan bahwa skor yang telah diperoleh dapat dimaknai sama dengan skor skala asli.
6. *Documentation,* yaitu tahap terakhir yang melibatkan penyusunan dokumentasi teknis secara lengkap yang memuat seluruh proses adaptasi, disertai dengan bukti empiris baik kualitatif maupun kuantitatif. Peneliti mengumpulkan dokumen-dokumen atau bukti termasuk perubahan yang dilakukan selama proses adaptasi yang menggambarkan kelayakan instrumen pada konteks budaya baru

Analisis Data

Analisis data dalam adaptasi alat ukur bertujuan untuk memastikan kesetaraan konstruk dan kualitas psikometrik instrumen pada populasi sasaran yang berbeda. Analisis data yang digunakan dalam penelitian ini meliputi analisis validitas isi, analisis validitas konstruk dan reliabilitas internal skala. Validitas isi digunakan untuk mengetahui sejauh mana item-item dalam instrumen mewakili keseluruhan karakteristik perilaku yang diukur (Nunnally & Bernstein, 1978; Utami *et al.*, 2024), dalam hal ini validitas isi dianalisis menggunakan nilai indeks *Aiken's V.* Prosedur dalam *Aiken's V* dimulai dengan *judgement* atau penilaian oleh beberapa panel ahli psikologi pada setiap itemnya, penilaian ini terdiri dari aspek kesesuaian isi dan kejelasan bahasa. Ahli akan diminta untuk menilai item menggunakan skala ordinal sehingga hasil dari penilaian tersebut kemudian dapat dihitung menggunakan rumus *Aiken's V*, nilai *Aiken's V* berkisar antara 0 hingga 1 (Aiken, 1985). Nilai *Aiken's V* yang didapat kemudian dievaluasi sesuai dengan jumlah panel ahli psikologi dan nilai kritis yang sesuai, yang bertujuan untuk menentukan kelayakan dari setiap item instrumen, dikatakan fit apabila nilai koefisien V melebihi > 0.70.

Memasuki tahap pengujian konstruk, analisis validitas konstruk yang dilakukan dalam penelitian ini adalah *Confirmatory Factor Analysis* (CFA). Analisis validitas konstruk menggunakan CFA bertujuan untuk mengukur seberapa jauh item-item yang diberikan sesuai dengan definisi konseptual yang telah ditetapkan, hal ini dilakukan melalui telaah teoritik suatu konsep dari variabel yang diukur (Ramadhan *et al*., 2024). Hal ini untuk menguji apakah konstruk dan item telah sesuai (Mishra, 2016). Dalam penelitian adaptasi ini CFA digunakan untuk menilai kesesuaian model pengukuran dalam populasi baru, analisis CFA dilakukan menggunakan software JAMOVI dengan menilai beberapa indeks kecocokan model parameter. Indeks yang digunakan meliputi *Chi-square/df* dengan kriteria nilai < 3 (Kline, 1986), RMSEA *(Root Mean Square Error of Approximation)* < 0.08 (Hooper *et al*., 2008) CFI *(Comparative Fit Index)* > 0.08 (Hu & Bentler, 1999), TLI *(Tucker-Lewis Index)* > 0.90 (Hu & Bentler, 1999) dan SRMR *(Standardized Root Mean Square Residual)* < 0.08 (Hu & Bentler, 1999). Nilai ambang batas tersebut menjadi dasar penentuan kelayakan model, sehingga nilai-nilai yang memenuhi kriteria dianggap dapat merepresentasikan kesesuaian model dengan data.

Terakhir, reliabilitas internal skala dalam penelitian ini digunakan untuk mengukur sejauh mana item-item dalam alat ukur saling berkolerasi dan mengukur konstruk yang sama (Ikhwan, 2023). Dalam hal ini, reliabilitas internal skala diukur melalui koefisien *Alpha cronbach,* rentang nilai *Alpha cronbach* yang dapat diterima berada pada ambang batas ≥ 0.70 (Hair *et al.,* 2019a). Reliabilitas internal yang memenuhi ambang batas menunjukkan bahwa instrumen memiliki konsistensi pengukuran yang baik dan layak digunakan dalam penelitian ini.

3. Hasil dan Diskusi

Analisis Validitas Isi dengan *Aiken's V*

Uji validitas isi dilakukan untuk memastikan bahwa keseluruhan item dalam suatu instrumen dapat mengukur apa yang seharusnya diukur (Nabil *et al.,* 2022). Penilaian validitas isi dilakukan oleh tiga expert, yakni 2 expert bidang psikometri dan 1 ecxpert bidang psikologi industri dan karir. Hasil penilaian tersebut adalah sebagai berikut

Tabel 3. ***Aiken's V***

Butir	Nilai V	Keterangan
1	1.000	Valid
2	0.889	Valid
3	1.000	Valid
4	0.844	Valid
5	0.889	Valid
6	0.956	Valid
7	0.922	Valid
8	0.922	Valid
9	1.000	Valid
10	0.956	Valid
11	0.922	Valid
12	0.956	Valid
13	0.844	Valid
14	0.889	Valid
15	0.956	Valid

Berdasarkan hasil penilaian expert pada tabel di atas, seluruh item memenuhi menunjukkan tingkat relevansi yang baik terhadap masing-masing aspek, ditunjukkan dengan nilai V > 0.70 (Aiken, 1985). Dengan keseluruhan nilai pada masing-masing item berada diatas 0.80, hal ini berarti bahwa setiap item dapat merepresentasikan konstruk yang diukur secara memadai, baik dari segi kejelasan bahasa, kesesuaian isi dan kesesuaian konstruk.

Confirmatory Factor Analysis

Uji model fit menggunakan pendekatan *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) digunakan untuk melihat kesesuaian data alat ukur yang telah diadaptasi kedalam bahasa Indonesia dengan teori asli perkembangan alat ukur (Kumalasari *et al.*, 2020). Hasil uji model fit menggunakan CFA ditinjau melalui beberapa indeks kelayakan yang disajikan pada tabel berikut

Tabel 4. Model Fit Skala Future-Oriented Repetitive Though (FoRT)

Indeks Fit	Ambang batas model	Nilai	Keterangan
$\chi 2$/df	< 3 (Kline, 1986)	3.623	Tidak Fit
CFI	> 0.9 (Hu dan Bentler, 1999)	0.986	Fit
TLI	> 0.9 (Hu dan Bentler, 1999)	0.981	Fit
SRMR	< 0.08 (Hu dan Bentler, 1999)	0.069	Fit
RMSEA	< 0.08 (Hooper dkk., 2008)	0.079	Fit

Hasil uji model fit yang telah dilakukan menunjukkan bahwa dari kelima indeks kriteria model fit skala *Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) memenuhi empat nilai ambang batas yang telah disarankan, yaitu ambang batas pada indeks fit CFI, TLI, SRMR dan RMSEA. Meskipun hanya memenuhi empat nilai ambang batas indeks fit, skala *Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) dapat dikategorikan fit. Byrne (2016) menyatakan bahwa terdapat beberapa model yang tidak mencapai fit pada seluruh indeks kesesuaian dan hal ini seringkali terjadi, sehingga model dapat tetap dikategorikan fit jika sebagian besar indeks fit menunjukkan hasil yang baik meskipun terdapat satu atau dua indeks yang tidak memenuhi kriteria ambang batas nilai yang telah ditentukan (Hair *et al.,* 2019b). Hal ini menunjukkan bahwa struktur faktor skala FoRT sebagian besar sesuai dengan indeks kesesuaian model, sehingga struktur 3 aspek dalam skala ini dapat dikatakan sesuai dengan data penelitian pada sampel ini. Meskipun demikian, hasil tersebut tetap perlu diartikan dengan hati-hati karena masih terdapat satu indeks yang belum memenuhi kriteria.

Tabel 5. Factor Loading Item

Aspek	Item	p	Factor Loading
Pessimistic repetitive future thinking (PT)	PT1	<.001	0.571
	PT2	<.001	0.662
	PT3	<.001	0.696
	PT4	<.001	0.735
	PT5	<.001	0.752
	PT6	<.001	0.781
	PT7	<.001	0.689
	PT8	<.001	0.789
Repetitive thinking about future goals (FG)	FG9	<.001	0.813
	FG10	<.001	0.735
	FG11	<.001	0.744
	FG12	<.001	0.868
Possitive indulging about the future (PI)	PI13	<.001	0.796
	PI14	<.001	0.657
	PI15	<.001	0.718

Dari tabel diatas didapati bahwa hasil *factor loading* keseluruhan item > 0.5, dengan nilai *factor loading* terendah berada pada item PT1 sebesar 0.571 dan nilai *factor loading* tertinggi berada pada item FG12 sebesar 0.868. Maka item-item pada skala adaptasi *Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) tepat memuat konstruk yang diukur dalam skala tersebut.

Tabel 6. Nilai *Average Variance Extracted* (AVE) dan Reliabilitas Future-Oriented Repetitive Thought (FoRT)

Aspek	AVE	α
Pessimistic repetitive future thinking (PT)	0.508	0.891
Repetitive thinking about future goals (FG)	0.628	0.822
Possitive indulging about the future (PI)	0.527	0.754

Nilai *Average Variance Extranced* (AVE) yang ditunjukkan dalam tabel diatas merupakan nilai yang menunjukkan validitas konvergen skala secara keseluruhan, nilai ini digunakan untuk melihat seberapa besar item-item dalam satu aspek yang sama saling berkaitan dan mewakili kontruk yang diukur, nilai ambang batas *Average Variance Extracted* ≥ 0.50 menunjukkan bahwa konstruk mampu menjelaskan lebih dari 50% indikatornya (Fornell & Larcker, 1981). Sedangkan nilai α atau *cronbach's alpha* merupakan nilai yang menunjukkan reliabilitas skala, nilai reliabilitas menunjukkan seberapa jauh suatu alat ukur memberikan hasil yang relatif tidak jauh berbeda bila dilakukan pengukuran kembali di lain waktu (Suwartono & Moningka, 2017), nilai *cronbach's alpha* yang dapat diterima adalah > 0.70 (Hair *et al.*, 2019a). Berdasarkan kriteria tersebut, hasil validitas konvergen dan reliabilitas skala *Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) menunjukkan hasil yang baik ditunjukkan dengan nilai lebih dari > 0.50 untuk validitas konvergen dan nilai > 0.70 untuk reliabilitas pada setiap aspeknya. Nilai *Average Variance Extranced* (AVE) pada aspek *Pessimistic repetitive future thinking* (PT) adalah 0.508, nilai AVE pada aspek *Repetitive thinking abour future goals* (FG) adalah 0.628, dan nilai AVE pada aspek *Possitive indulging about the future* adalah 0.527. Sedangkan untuk nilai *cronbach's alpha* pada aspek *Pessimistic repetitive future thinking* (PT) adalah 0.891, untuk aspek *Repetitive thinking about future goals* (FG) 0.822 dan untuk aspek *Possitive indulging about the future* (PI) adalah 0.754.

Adaptasi skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) ke dalam bahasa Indonesia menggunakan *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) bertujuan untuk menguji validitas konstruk pada alat ukur yang telah diterjemahkan dan diuji secara lintas bahasa (Brown, 2015). Secara keseluruhan hasil analisis *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) dalam penelitian ini menunjukkan bahwa skala ini layak digunakan untuk penelitian lanjutan. Hal ini dibuktikan dengan nilai parameter pada tabel 5, dengan rincian nilai $\chi 2/df$= 3.623, *Comparative Fit Index* (CFI)= 0.986, *Tucker-Lewis Index* (TLI)= 0.981, *Strandardized Root Mean Square* (SRMR)= 0.069, dan *Root Mean Square Error of Approxtimation* (RMSEA)= 0.079. Empat dari lima indeks parameter telah memenuhi kategori fit yakni parameter CFI, TLI, SRMR, RMSEA. Meskipun parameter $\chi 2/df$ dibawah kriteria fit <3 yakni 3.623. Tetapi nilai ini relatif diterima, dikarenakan parameter *Chi-square* sensitif terhadap jumlah sampel besar, semakin besar sampel yang digunakan maka nilai *Chi-square* juga semakin besar (Bhale & Bedi,

2018). Scehermelleh-Engel *et al* (2003) menyarankan untuk meninjau parameter lain seperti GFI, RMSEA, SRMR dan CFI. Berdasarkan hal tersebut parameter RMSEA, SRMR dan CFI yang memenuhi kriteria fit, maka secara keseluruhan model *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) yang telah dilakukan dapat dikategorikan fit.

Dalam proses adaptasi skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT), dilakukan penyesuaian pada kategori respons skala *likert*. Versi asli skala berbahasa Inggris memiliki pilihan jawaban "*never", "rarely", "often",* dan "*almost always"* yang jika diterjemahkan kedalam bahasa Indonesia menjadi "tidak pernah", "jarang", "sering" dan "hampir selalu". Melalui tahap uji coba awal, ditemukan bahwa pilihan jawaban "sering" dan "hampir selalu" berpotensi bias dan membingungkan responden dalam memilih jawaban. Sehingga dilakukan perbaikan dengan mengganti jawaban "hampir selalu" menjadi "selalu" dengan tujuan memperjelas tingkat frekuensi antar jawaban dan tidak menimbulkan bias. Meskipun demikian urutan skor yang diberikan pada setiap jawaban tidak mengalami perubahan.

Skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) yang telah diadaptasi kedalam bahasa Indonesia dapat digunakan dengan mempertahankan aspek dan jumlah item sesuai dengan skala asli. Sehingga skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) versi bahasa Indonesia memiliki 3 aspek yakni *Pessimistic repetitive future thinking* (PT), *Repetitive thinking about future goals* (FG), dan *Positive indulging about future* (PI), dengan total item berjumlah 15.

Tabel 7. Skala The Future-Oriented Repetitive Though (FoRT) Versi Bahasa Indonesia

Aspek	Pernyataan
Pessimistic repetitive future thinking (PT)	1. Saya memikirkan kemungkinan bahwa hal-hal baik tidak akan terjadi di masa depan
	2. Saya menghabiskan waktu memikirkan hal-hal buruk yang mungkin akan terjadi
	3. Ketika hal buruk terjadi, saya tidak dapat berhenti memikirkan kemungkinan bahwa hal tersebut akan terulang
	4. Saat keinginan saya tidak tercapai, saya terus memikirkan apakah saya dapat meraih apa yang saya inginkan dalam hidup
	5. Saya memikirkan hal-hal terburuk yang mungkin akan terjadi
	6. Saya memikirkan kemungkinan kehilangan seseorang atau sesuatu yang penting bagi saya
	7. Ketika saya memikirkan suatu hal yang buruk terjadi, saya kesulitan untuk memikirkan hal lain
	8. Saya sering membayangkan berulang kali kejadian buruk yang mungkin akan terjadi
Repetitive thinking about future goals (FG)	9. Saya memikirkan cara-cara untuk mencapai tujuan saya di masa depan
	10. Saya membayangkan langkah-langkah yang perlu saya lakukan untuk mendapatkan hal-hal yang saya inginkan dalam hidup
	11. Saya membuat rencana spesifik untuk meraih hal-hal yang saya inginkan dalam hidup
	12. Saya memikirkan cara-cara yang dapat membuat kehidupan saya menjadi baik di masa depan
Positive indulging about future (PI)	13. Saat menantikan sesuatu, saya tidak berhenti membayangkan akan seperti apa nantinya
	14. Saat membayangkan hal-hal baik di masa depan, saya merasa hal tersebut seperti sedang benar-benar terjadi pada saya sekarang
	15. Saya membayangkan hal-hal yang saya inginkan terjadi di masa depan

Skoring skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) versi bahasa Indonesia dilakukan pada setiap item berdasarkan kategori respons partisipan menggunakan skala likert empat poin, yang terdiri dari (0) Tidak pernah, (1) Jarang, (2) Sering, (3) Selalu. Seluruh item pada skala ini bersifat *favorable* dan untuk memperoleh

skor total, semakin tinggi skor yang diperoleh, maka menunjukkan tingkat *Future repetitive thought* yang semakin tinggi. Hal ini berarti individu semakin sering terlibat dalam pemikiran mengenai masa depan, baik dalam bentuk antisipasi dan kekhawatiran.

4. Kesimpulan

Skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) versi bahasa Indonesia memiliki karakteristik psikometrik yang memadai sehingga dapat digunakan pada konteks penelitian di Indonesia. Proses adaptasi telah melalui tahapan sistematis berdasarkan prosedur ITC, melalui rangkaian prosedur tersebut skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) memiliki nilai validitas dan reliabilitas yang telah terstandart, hal ini menunjukkan bahwa item-item pada skala ini mampu mengukur konstruk secara konsisten dan tepat. Skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) versi bahasa Indonesia memiliki tiga aspek dengan total lima belas item. Skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) tidak hanya bermanfaat untuk tujuan penelitian, tetapi juga bermanfaat dalam konteks asesmen psikologis, dikarenakan skala ini dapat memberikan informasi target kognitif yang tepat untuk intervensi, khususnya terkait pemikiran masa depan. Dengan demikian, adaptasi skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) versi Indonesia memberikan kontribusi penting dalam menyediakan alat ukur yang lebih sensitif terkait cara individu dalam memaknai kekhawatiran dan harapan mengenai masa depan, serta memberikan dasar yang lebih kuat bagi praktisi untuk merancang intervensi yang kontekstual, terarah dan sesuai dengan kebutuhan.

Meskipun skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) versi Indonesia menunjukkan karakteristik psikometrik yang memadai, tetapi pengujian instrumen ini hanya dilakukan pada sampel mahasiswa tanpa membatasi usia. Sehingga untuk peneliti selanjutnya dapat menggunakan skala FoRT dengan berfokus pada batasan usia subjek sehingga skala ini dapat memberikan informasi yang lebih komprehensif dan juga dapat meningkatkan generalisasi skala versi bahasa Indonesia. Selain itu diperlukan data demografis tambahan seperti status pekerjaan dan pernikahan untuk mengidentifikasi hasil interpretasi skala lebih lanjut, dan disarankan untuk menggunakan skala ini didampingi oleh ahli seperti psikolog, untuk dapat memahami pola adaptif dan maladaptif dari hasil skala *The Future-Oriented Repetitive Thought* (FoRT) secara lebih komprehensif.

Pernyataan Penggunaan Artificial Intelligence (AI)

Dalam proses penyusunan manuskrip ini, penulis memanfaatkan ChatGPT (OpenAI) sebagai alat bantu dalam penyempurnaan bahasa, alur narasi dan penataan kalimat agar lebih jelas dan mudah dipahami. Setiap saran dan luaran oleh AI telah dievaluasi dan disesuaikan kembali oleh penulis untuk memastikan kesesuaian dengan penelitian. Seluruh isi manuskrip tetap menjadi tanggung jawab penulis, termasuk aspek keakuratan informasi orisinalitas dan integritas akademik. Dalam pengelolaan referensi, penulis menggunakan Zotero untuk membantu mengelola sumber pustaka serta menyusun sitasi dan daftar referensi.

Kontribusi Penulis

TMML selaku penulis pertama bertanggung jawab atas konseptualisasi penelitian, pelaksanaan penelitian dan pengumpulan data, pengelolaan data (*data curation*), analisis data (*formal analylisis*), penyusunan draft manuskrip (*writing – original draf*) serta penyuntingan dan penyempurnaan naskah (*writing – riview & editing*). **TMI** sebagai penulis kedua berkontribusi sebagai pembimbing dalam memberikan arahan terkait pengembangan latar belakang dan penyusunan narasi, melakukan peninjauan naskah, dan menyetujui revisi hingga naskah akhir. Sementara itu **SF** sebagai penulis ketiga berperan sebagai pembimbing dalam mengawasi seluruh proses penelitian, khususnya terkait prosedur dan tahapan pelaksanaan adaptasi (*methodology*) Seluruh penulis telah membaca dan menyetujui versi akhir manuskrip serta bertanggung jawab penuh atas integritas ilmiah karya yang dipublikasikan.

Pernyataan Pendanaan

Penelitian ini tidak memperolah bantuan dana, hibah, maupun sponsor dari pihak eksternal, baik dari pemerintah, institusi pendidikan maupun pihak swasta. Seluruh kebutuhan biaya yang berkaitan dengan pelaksanaan penelitian dan penyusunan manuskrip menjadi tanggung jawab pribadi penulis.

Konflik Kepentingan

Seluruh penulis menyatakan bahwa selama pelaksanaan penelitian dan penyusunan manuskrip, tidak terdapat kondisi atau hubungan yang menimbulkan konflik kepentingan. Seluruh proses penelitian dilakukan secara independen tanpa pengaruh yang dapat mengurangi objektivitas, independensi, dan integritas ilmiah dalam pelaksanaan penelitian maupun penyusunan manuskrip ini.

5. Referensi

Abramson, L. Y., Alloy, L. B., Hogan, M. E., Whitehouse, W. G., Cornette, M., Akhavan, S., & Chiara, A. (1998). Suicidality and cognitive vulnerability to depression among college students: A prospective study. *Journal of Adolescence*, *21*(4), 473–487. https://doi.org/10.1006/jado.1998.0167

Aiken, L. R. (1985). Three coefficients for analyzing the reliability and validity of ratings. *Educational and Psychological Measurement, 45*(1), 131–142. https://doi.org/10.1177/0013164485451012

Andersen, S. M., Spielman, L. A., & Bargh, J. A. (1992). Future-event schemas and certainty about the future: Automaticity in depressives' future-event predictions. *Journal of Personality and Social Psychology*, *63*(5), 711–723. https://doi.org/10.1037/0022-3514.63.5.711

Badan Pusat Statistik. (2025). Cerita data statistik untuk Indonesia: Mismatch pendidikan-pekerjaan pemuda Indonesia Implikasi bagi bonus demografi. https://www.bps.go.id/id/publication/2025/10/31/c35e3066258c837175d3b097/cerita-data-statistik-untuk-indonesia---mismatch-pendidikan-pekerjaan-pemuda-indonesia--implikasi-bagi-bonus-demografi.html

Badan Pusat Statistik. (2025). *Tingkat pengangguran terbuka berdasarkan kelompok umur*. https://www.bps.go.id/id/statistics-table/2/MTE4MCMy/tingkat-pengangguran-terbuka-berdasarkan-kelompok-umur.html

Bhale, U. A., & Bedi, H. S (2018). *Sem model fit indices meaning and acceptance of model literature support.*

Borkovec, T. D., Robinson, E., Pruzinsky, T., & DePree, J. A. (1983). Preliminary exploration of worry: Some characteristics and processes. *Behaviour Research and Therapy*, *21*(1), 9–16. https://doi.org/10.1016/0005-7967(83)90121-3

Borsa, J. C., Damásio, B. F., & Bandeira, D. R. (2012). Adaptação e validação de instrumentos psicológicos entre culturas: Algumas considerações. *Paidéia (Ribeirão Preto)*, *22*(53), 423–432. https://doi.org/10.1590/s0103-863x2012000300014

Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). The Guilford Press.

Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling withamos: Basic concepts, applications, and programming, third edition*. Routledge. https://doi.org/10.4324/9781315757421

Casper, A., & Sonnentag, S. (2020). Feeling exhausted or vigorous in anticipation of high workload? The role of worry and planning during the evening. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, *93*(1), 215–242. https://doi.org/10.1111/joop.12290

El Haj, M., Boudoukha, A. H., & Moustafa, A. A. (2021). Future-oriented repetitive thought: Pessimistic view of future in patients with alzheimer disease. *Journal of Geriatric Psychiatry and Neurology*, *34*(3), 216–221. https://doi.org/10.1177/0891988720924723

Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, *18*(1), 39–50. https://doi.org/10.1177/002224378101800104

Golzar, J., Noor, S., & Tajik, O. (2022). Convenience sampling. *International Journal of Education Language Studies*, *1*(2). https://doi.org/10.22034/ijels.2022.162981

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019a). *Multivariate data analysis* (Eighth edition). Cengage.

Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019b). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European Business Review*, *31*(1), 2–24. https://doi.org/10.1108/EBR-11-2018-0203

Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Journal of Business Research Methods 6*(1) https://doi.org/10.21427/D7CF7R

Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *6*(1), 1–55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

Ikhwan. (2023). Validitas dan reliabilitas dalam pengajaran. *Open Science Framework 1*(1). https://doi.org/10.31219/osf.io/3ndbg

Internal test commission. (2017). The ITC guidelines for translating and adapting tests (second edition).*PraqtiquesPsychologiques,27*(3),175–200. https://doi.org/10.1016/j.prps.2020.06.005

Joiner, T. E., & Rudd, M. D. (1996). Disentangling the interrelations between hopelessness, loneliness, and suicidal ideation. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, *26*(1), 19–26. https://doi.org/10.1111/j.1943-278x.1996.tb00253.x

Kline, P. (1986). *A handbook of test construction: Introduction to psychometric design* (1. publ). Methuen.

Kumalasari, D., Azmi Luthfiyani, N., & Grasiawaty, N. (2020). Analisis faktor adaptasi instrumen resiliensi akademik versi indonesia: Pendekatan eksploratori dan konfirmatori. *JPPP - Jurnal Penelitian Dan Pengukuran Psikologi*, *9*(2), 84–95. https://doi.org/10.21009/JPPP.092.06

Miranda, R., Wheeler, A., Polanco-Roman, L., & Marroquín, B. (2017). The future-oriented repetitive thought (FoRT) scale: A measure of repetitive thinking about the future. *Journal of Affective Disorders*, *207*, 336–345. https://doi.org/10.1016/j.jad.2016.09.055

Mishra, M. (2016). Confirmatory factor analysis (CFA) as an analytical technique to assess measurement error in survey research: A review. *Paradigm: A Management Research Journal*, *20*(2), 97–112. https://doi.org/10.1177/0971890716672933

Nabil, N. R. A., Wulandari, I., Yamtinah, S., Ariani, S. R. D., & Ulfa, M. (2022). Analisis indeks aiken untuk mengetahui validitas isi instrumen asesmen kompetensi minimum berbasis konteks sains kimia. *Paedagogia: Jurnal Penelitian Pendidikan, 25*(2), 184-191.

Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1978). *Psychometric theory* (3. ed., [Nachdr.]). McGraw-Hill.

Paputungan, F. (2023). Karakteristik perkemgangan masa dewasa awal developmental characteristics of early adulthood. *Journal of Education and Culture (JEaC), 3*(1), 47-56. https://doi.org/10.47918/jeac.v3i1.1139

Pawlak, S., & Moustafa, A. A., (2023). A systematic riview of the impact of the future-oriented thinking on academic outcomes. *Frontiers in Psychology, 1*(1), 1-11. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1190546

Priyono. (2008). *Metode penelitian kuantitatif*. Zifatama Publishing

Rahi, S. (2017). Research design and methods: A systematic review of research paradigms, sampling issues and instruments development. *International Journal of Economics & Management Sciences*, *06*(02). https://doi.org/10.4172/2162-6359.1000403

Ramadhan, M. F., Siroj, R. A., & Afgani, M. W. (2024). Validitas and reliabilitas. *Journal on Education*, *6*(2), 10967–10975. https://doi.org/10.31004/joe.v6i2.4885

Ramadhina, V. H., & Sosialita, T. D. (2022). Hubungan antara self-compassion dengan hopelessness pada mahasiswa di masa emerging adulthood. *Buletin Riset Psikologi dan Kesehatan Mental (BRPKM)*, 1–12.

Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures. *Methods of Psychological Research, 8*(2), 23–74.

Siregar, E. K., Nababan, E. M., Ginting, E. R., Nainggolan, B. A., Ritonga, D. L., & Nababan, D. (2022). Perlunya pembinaan terhadap dewasa awal dalam menghadapi tugas perkembangannya. *Jurnal Pendidikan Agama Katekese dan Pastoral (Lumen), 1*(1), 16-22

Suwartono, C., & Moningka, C. (2017). Pengujian validitas dan reliabilitas skala identitas sosial. *Humanitas*, *14*(2), 176. https://doi.org/10.26555/humanitas.v14i2.6967

Utami, L., Festiyed, Dian Purnama Ilahi, Arista Ratih, Elvi Yenti, & Lazulva. (2024). Analisis indeks aiken untuk mengetahui validitas isi instrumen scientific habbits of mind. *Journal of Research and Education Chemistry*, *6*(1), 59. https://doi.org/10.25299/jrec.2024.vol6(1).17430

Watkins, E. R. (2008). Constructive and unconstructive repetitive thought. *Psychological bulletin, 134*(2), 163-206. https://DOI: 10.1037/0033-2909.134.2.163

Jurnal Penelitian dan Pengukuran Psikologi
Volume 15, Nomor 02, Oktober 2026 http://doi.org/10.21009/JPPP.152.07

PENGARUH *SELF-COMPASSION* TERHADAP *IMPOSTOR SYNDROME* PADA MAHASISWA PENERIMA BEASISWA BANK INDONESIA UNIVERSITAS SYIAH KUALA

THE IMPACT OF SELF-COMPASSION ON IMPOSTOR SYNDROME AMONG BANK INDONESIA SCHOLARSHIP AWARDEE IN UNIVERSITAS SYIAH KUALA

Husnul Latifah*, Harri Santoso, Siti Hajar Sri Hidayati
Prodi Psikologi, Fakultas Psikologi Universitas Islam Negeri Ar-Raniry, Banda Aceh, 23111 Indonesia

Email: husnullatifah5@gmail.com

p-ISSN: 2337-4845
e-ISSN: 2620-7486

Received	*Revised*	*Accepted*	*Published*
13 Februari 2026	*11 Mei 2026*	*27 Oktober 2025*	*30 Oktober 2026*

Abstract

Impostor syndrome refers to a psychological phenomenon in which individuals doubt their abilities and feel undeserving of their achievements despite objective evidence of success. This phenomenon can occur among high-achieving individuals, including scholarship recipients. Self-compassion is one factor that may be associated with impostor syndrome. This study aimed to examine the effect of self-compassion on impostor syndrome among Bank Indonesia Scholarship recipients at Universitas Syiah Kuala. A quantitative approach with a correlational design was employed. The participants were 100 students who received the Bank Indonesia Scholarship and were members of the Generasi Baru Indonesia (GenBI) community. Data were collected using the self-compassion scale and the impostor syndrome scale. The data were analyzed using simple linear regression. The results showed that self-compassion had a statistically significant negative association with impostor syndrome ((B=-0.475), (p<0.001)). The coefficient of determination ((R^2=0.299)) indicated that self-compassion accounted for 29.9% of the variance in impostor syndrome. These findings suggest that higher levels of self-compassion are associated with lower levels of impostor syndrome among Bank Indonesia Scholarship recipients at Universitas Syiah Kuala.

Keywords: *Self-Compassion, Impostor Syndrome, Students, BI Scholarship Recipients*

Abstrak

Impostor syndrome merupakan kondisi psikologis ketika individu meragukan kompetensi dirinya dan merasa tidak pantas atas pencapaian yang diraih, meskipun terdapat bukti objektif mengenai keberhasilannya. Fenomena ini dapat dialami oleh individu berprestasi, termasuk mahasiswa penerima beasiswa. Salah satu faktor yang diduga berkaitan dengan *impostor syndrome* adalah *self-compassion*. Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui pengaruh *self-compassion* terhadap *impostor syndrome* pada mahasiswa penerima Beasiswa Bank Indonesia di Universitas Syiah Kuala. Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan metode korelasional. Subjek penelitian berjumlah 100 mahasiswa penerima Beasiswa Bank Indonesia yang tergabung dalam komunitas Generasi Baru Indonesia (GenBI). Instrumen yang digunakan adalah skala *self-compassion* dan skala *impostor syndrome*. Data dianalisis menggunakan regresi linear sederhana. Hasil penelitian menunjukkan bahwa *self-compassion* memiliki pengaruh statistik negatif dan signifikan terhadap *impostor syndrome*, dengan koefisien regresi sebesar -0,475 dan nilai signifikansi p < 0,001. Nilai koefisien determinasi sebesar 0,299 menunjukkan bahwa *self-compassion* menjelaskan 29,9% variasi *impostor syndrome*. Dengan demikian, semakin tinggi *self-compassion*, semakin rendah kecenderungan mahasiswa mengalami *impostor syndrome*.

Kata Kunci: *Self-Compassion, Impostor Syndrome,* Mahasiswa, Beasiswa BI

1. Pendahuluan

Mahasiswa memiliki tanggung jawab untuk meraih prestasi, baik dalam bidang akademik maupun nonakademik (Muslimah et al., 2022). Prestasi yang diperoleh melalui proses belajar dan usaha seharusnya menjadi suatu kebanggaan bagi mahasiswa. Namun, tidak semua mahasiswa mampu memandang keberhasilan tersebut sebagai hasil dari kemampuan dirinya. Sebagian mahasiswa justru merasa tidak pantas menerima penghargaan atau apresiasi atas pencapaian yang telah diraih (Maryam, 2025). Fenomena ini dikenal sebagai *impostor syndrome*. Istilah *impostor phenomenon* pertama kali diperkenalkan oleh Pauline Rose Clance dan Suzanne Imes pada tahun 1978 untuk menggambarkan kondisi individu yang meragukan kemampuan dirinya meskipun memiliki prestasi dan keberhasilan yang nyata (Clance & Imes, 1978).

Fenomena *impostor syndrome* juga ditemukan pada mahasiswa penerima Beasiswa Bank Indonesia di Universitas Syiah Kuala. Berdasarkan hasil wawancara awal dengan beberapa mahasiswa penerima beasiswa, diketahui bahwa terdapat mahasiswa yang merasa tidak pantas memperoleh beasiswa meskipun memiliki prestasi akademik yang baik. Perasaan tersebut muncul ketika mahasiswa membandingkan kemampuan dirinya dengan mahasiswa lain yang dianggap lebih kompeten. Selain itu, beberapa mahasiswa menganggap keberhasilan yang diperoleh hanya karena keberuntungan, cenderung meremehkan pencapaian diri sendiri, serta merasa kurang nyaman ketika mendapatkan pujian dari orang lain (Menard & Chittle, 2023). Hal ini menunjukkan bahwa keberhasilan memperoleh beasiswa tidak selalu membuat mahasiswa merasa yakin terhadap kemampuan yang dimilikinya. Meskipun telah menunjukkan prestasi yang baik, sebagian mahasiswa masih mengalami keraguan terhadap diri sendiri dan merasa bahwa pencapaiannya belum sepenuhnya mencerminkan kemampuan yang dimiliki.

Clance dan Imes (1978) menjelaskan *impostor phenomenon* sebagai pengalaman internal ketika individu meragukan kemampuan dan pencapaian dirinya, meskipun memiliki bukti nyata atas keberhasilan yang telah diraih. Individu yang mengalami kondisi ini cenderung merasa bahwa dirinya tidak sekompeten penilaian orang lain dan khawatir orang lain akan mengetahui bahwa dirinya dianggap tidak memiliki kemampuan yang memadai. Ménard dan Chittle (2023) menjelaskan bahwa kondisi tersebut ditandai oleh kesulitan individu dalam menerima keberhasilan sebagai hasil dari kemampuan pribadi, kecenderungan menganggap keberhasilan sebagai akibat faktor eksternal seperti keberuntungan, serta ketakutan bahwa dirinya akan dianggap tidak kompeten. Selain itu, individu dapat mengalami kesulitan menerima pujian dan mengakui kelebihan yang dimiliki. Dengan demikian, *impostor syndrome* tidak hanya berkaitan dengan keraguan terhadap kemampuan diri, tetapi juga dengan kesulitan menginternalisasi keberhasilan yang telah dicapai (Menard & Chittle, 2023).

Secara global, *impostor syndrome* menjadi salah satu fenomena psikologis yang dapat dialami oleh individu dalam berbagai bidang, termasuk lingkungan pendidikan tinggi. Fenomena ini ditandai dengan keraguan terhadap kemampuan diri dan perasaan tidak layak atas keberhasilan yang telah dicapai, meskipun individu memiliki bukti objektif atas kompetensinya. Penelitian He dan Ye (2026) terhadap 1.408 mahasiswa dari beberapa universitas menunjukkan adanya hubungan antara *impostor phenomenon* dan *self-compassion*. Penelitian tersebut juga menemukan bahwa *self-compassion* berkaitan negatif dengan *impostor phenomenon*, sehingga menunjukkan pentingnya memahami bagaimana mahasiswa memperlakukan dan menilai dirinya ketika menghadapi tuntutan akademik. Sejalan dengan hal tersebut, Liu et al. (2023) meneliti intervensi singkat berbasis *self-compassion* untuk mengurangi *impostor phenomenon* pada mahasiswa. Temuan dari kedua penelitian tersebut menunjukkan bahwa *impostor phenomenon* merupakan persoalan yang relevan untuk dikaji dalam konteks mahasiswa dan bahwa *self-compassion* berpotensi menjadi salah satu faktor yang berkaitan dengan kondisi tersebut.

Dalam konteks mahasiswa penerima beasiswa, tuntutan untuk mempertahankan prestasi akademik dan memenuhi tanggung jawab sebagai penerima beasiswa merupakan aspek yang relevan untuk dikaji dalam kaitannya dengan *impostor syndrome*. Penelitian terdahulu mengenai *impostor phenomenon* dan *self-compassion* pada mahasiswa menunjukkan bahwa hubungan kedua variabel tersebut penting untuk ditelaah dalam konteks pendidikan tinggi (Liu et al., 2023). Oleh karena itu, mahasiswa penerima Beasiswa Bank Indonesia di Universitas Syiah Kuala dipilih sebagai subjek penelitian untuk mengkaji pengaruh *self-compassion* terhadap *impostor syndrome* pada kelompok tersebut.

Beasiswa BI merupakan program pengembangan sumber daya manusia yang bertujuan mendukung pengembangan potensi generasi muda melalui pemberian bantuan dana dan pembinaan, antara lain melalui pelatihan kepemimpinan, penguatan *soft skills*, serta keterlibatan dalam komunitas Generasi Baru Indonesia (GenBI). Berdasarkan hasil wawancara awal dan survei pendahuluan terhadap beberapa mahasiswa penerima beasiswa, diketahui bahwa sebagian mahasiswa merasa tidak pantas menerima beasiswa meskipun memiliki prestasi akademik yang baik. Perasaan tersebut muncul karena mereka membandingkan kemampuan dirinya dengan mahasiswa lain yang dianggap lebih kompeten. Selain itu, mereka cenderung menganggap prestasi yang diraih sebagai hasil keberuntungan, mengecilkan pencapaian diri, dan merasa kurang nyaman ketika menerima pujian dari orang lain. Kondisi tersebut relevan dengan gambaran *impostor syndrome*, yaitu ketika individu

mengalami keraguan terhadap kemampuan diri dan kesulitan mengakui keberhasilan yang telah dicapai (Clance & Imes, 1978).

Keraguan terhadap kemampuan diri pada individu dengan *impostor syndrome* dapat disertai dengan ketakutan akan kegagalan dan kekhawatiran tidak mampu mempertahankan keberhasilan yang telah dicapai. Individu cenderung mengaitkan keberhasilannya dengan faktor eksternal, seperti keberuntungan, daripada mengakui kemampuan dan usaha yang telah dilakukan. Menard dan Chittle (2023) menjelaskan bahwa *impostor phenomenon* pada mahasiswa pendidikan tinggi berkaitan dengan berbagai persoalan kesehatan mental, termasuk kecemasan, serta dapat memengaruhi perilaku akademik dan keputusan terkait pendidikan maupun karier. Mahasiswa yang mengalami kondisi ini dapat meragukan kompetensinya meskipun memiliki bukti pencapaian yang nyata. Dalam konteks mahasiswa penerima Beasiswa Bank Indonesia, kondisi tersebut relevan untuk dikaji karena keraguan terhadap kemampuan diri dapat berkaitan dengan cara mahasiswa memaknai prestasi dan menilai kelayakan dirinya sebagai penerima beasiswa.

Salah satu faktor psikologis yang berkaitan dengan *impostor syndrome* adalah *self-compassion*. Neff (2023) menjelaskan bahwa *self-compassion* merupakan sikap memahami dan menerima diri sendiri ketika menghadapi kegagalan, kesulitan, atau kekurangan. Sikap ini mencakup kemampuan memperlakukan diri dengan kebaikan (*self-kindness*), menyadari bahwa kesulitan merupakan bagian dari pengalaman manusia (*common humanity*), serta menghadapi pengalaman negatif secara seimbang (*mindfulness*). Individu dengan *self-compassion* yang baik diharapkan mampu menghadapi kekurangan diri tanpa memberikan penilaian negatif secara berlebihan. Penelitian terdahulu juga telah mengkaji keterkaitan *self-compassion* dengan *impostor phenomenon*. Patzak et al. (2017) membahas peran *self-compassion* dalam kaitannya dengan orientasi peran gender dan *impostor phenomenon*, sedangkan Khurana dan Sinha (2023) mengkaji keterkaitan *self-compassion*, *impostor phenomenon*, dan stres yang dirasakan pada dewasa muda. Selain itu, Liu et al. (2023) meneliti intervensi singkat berbasis *self-compassion* pada mahasiswa yang mengalami *impostor phenomenon*. Penelitian Krejcova et al. (2026) terhadap 601 mahasiswa di Republik Ceko menunjukkan adanya keterkaitan antara *self-compassion* dan *impostor phenomenon*. Hasil penelitian menemukan bahwa dimensi negatif *self-compassion,* yaitu *isolation* dan *overidentification*, berhubungan signifikan dengan keraguan individu terhadap kompetensinya. Temuan tersebut menunjukkan bahwa perasaan terisolasi dan kecenderungan terlalu larut dalam pikiran negatif berkaitan dengan pengalaman impostor pada mahasiswa. Dengan demikian, *self-compassion* menjadi salah satu aspek psikologis yang relevan untuk dikaji dalam memahami *impostor syndrome* pada mahasiswa. Temuan dari penelitian terdahulu tersebut menjadi dasar untuk mengkaji lebih lanjut peran *self-compassion* dalam konteks mahasiswa penerima beasiswa di Indonesia. Oleh karena itu, penelitian ini bertujuan untuk mengetahui pengaruh *self-compassion* terhadap *impostor syndrome* pada mahasiswa penerima Beasiswa Bank Indonesia di Universitas Syiah Kuala.

2. Metode Penelitian

Partisipan

Partisipan dalam penelitian ini adalah mahasiswa penerima Beasiswa Bank Indonesia (BI) di Universitas Syiah Kuala yang tergabung dalam komunitas Generasi Baru Indonesia (GenBI). Teknik pengambilan sampel yang digunakan adalah sampling jenuh, yaitu teknik penentuan sampel dengan melibatkan seluruh anggota populasi sebagai partisipan penelitian. Jumlah partisipan dalam penelitian ini sebanyak 100 mahasiswa yang memenuhi kriteria sebagai penerima Beasiswa Bank Indonesia pada saat penelitian dilakukan.

Instrumen

Pengumpulan data dilakukan menggunakan dua skala psikologis dengan metode pengukuran skala Likert. Skala *impostor syndrome* disusun oleh peneliti berdasarkan aspek yang dikemukakan oleh Chrisman et al. (1995), yaitu *fake*, *luck*, dan *discount*. Skala ini terdiri atas 32 aitem sebelum seleksi, dengan 30 aitem yang dipertahankan setelah proses seleksi. Skala *self-compassion* dimodifikasi dari Milhan (2024) berdasarkan dimensi Neff (2003), yaitu *self-kindness*, *common humanity*, dan *mindfulness*. Skala ini terdiri atas 42 aitem sebelum seleksi, dengan 38 aitem yang dipertahankan setelah proses seleksi. Skala *self-compassion* dalam penelitian ini disusun berdasarkan tiga dimensi yang mengacu pada model Neff (2003), yaitu *self-kindness*, *common humanity*, dan *mindfulness*. Ketiga dimensi tersebut digunakan sebagai dasar penyusunan aitem untuk mengukur *self-compassion*. Dalam analisis penelitian, skor aitem yang dipertahankan setelah seleksi dijumlahkan menjadi skor total *self-compassion.* Dengan demikian, variabel *self-compassion* dianalisis sebagai satu skor komposit yang merepresentasikan konstruk secara keseluruhan, bukan sebagai tiga prediktor yang diuji secara terpisah.

Seleksi aitem dilakukan melalui pengujian daya beda aitem menggunakan SPSS dengan mengacu pada nilai *Corrected Item-Total Correlation*. Aitem dinyatakan memenuhi kriteria apabila memiliki nilai korelasi minimal 0,30. Berdasarkan hasil pengujian terhadap 42 aitem pada skala *Self-Compassion*, terdapat empat aitem yang tidak memenuhi kriteria tersebut, yaitu aitem nomor 21 dengan nilai 0,175, nomor 22 sebesar 0,131, nomor 30 sebesar −0,252, dan nomor 41 sebesar 0,235. Oleh karena itu, keempat aitem tersebut dieliminasi, sedangkan 38 aitem lainnya dipertahankan untuk analisis selanjutnya.

Validitas isi instrumen juga ditinjau melalui penilaian ahli (*expert judgment*) untuk menilai kesesuaian aitem dengan aspek yang diukur. Reliabilitas kedua skala diuji menggunakan koefisien *Cronbach's Alpha*. Hasil pengujian menunjukkan bahwa skala *impostor syndrome* memiliki koefisien reliabilitas sebesar 0,928 sebelum seleksi aitem dan 0,933 setelah seleksi aitem. Sementara itu, skala *self-compassion* memiliki koefisien reliabilitas sebesar 0,918 sebelum seleksi aitem dan 0,925 setelah seleksi aitem. Hasil tersebut menunjukkan bahwa kedua skala memiliki konsistensi internal yang tinggi. Adapun hasil penilaian ahli dan kriteria yang digunakan dalam seleksi aitem perlu dijelaskan sesuai dengan dokumentasi penelitian dan hasil analisis yang diperoleh.

Desain Penelitian

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan desain korelasional. Penelitian ini bertujuan untuk menguji pengaruh statistik *self-compassion* sebagai variabel independen terhadap *impostor syndrome* sebagai variabel dependen melalui analisis regresi linear sederhana.

Teknik Analisis

Data dianalisis menggunakan regresi linear sederhana untuk menguji kemampuan *self-compassion* dalam memprediksi *impostor syndrome*. Dalam analisis ini, *self-compassion* direpresentasikan oleh skor total skala yang telah melalui seleksi aitem, sedangkan *impostor syndrome* direpresentasikan oleh skor total skalanya. Analisis dilakukan untuk mengetahui arah hubungan prediktif, koefisien regresi, serta proporsi variasi *impostor syndrome* yang dijelaskan oleh *self-compassion*. Pengolahan data dilakukan menggunakan program SPSS versi 16.0 for Windows.

3. Hasil dan Diskusi

Data Kategorisasi

Berdasarkan hasil pengumpulan data melalui *Google Form,* diketahui bahwa dari 100 mahasiswa yang menjadi partisipan penelitian, sebanyak 73 mahasiswa berjenis kelamin perempuan dan 27 mahasiswa berjenis kelamin laki-laki. Pada tabel 1 menjelaskan data penelitian berdasarkan data skor hipotesis dan skor empiris. Skor hipotesis ditentukan berdasarkan karakteristik skala yang dikembangkan, sedangkan skor empiris merupakan hasil pengukuran pada subjek penelitian. Perbandingan antara skor hipotesis dan empirik digunakan untuk menilai kecenderungan subjek penelitian pada setiap variabel.

Tabel 1. Deskripsi data penelitian.

Variabel	Data Hipotesis				Data Empiris			
	Xmin	**Xmax**	**Mean**	**SD**	**Xmin**	**Xmax**	**Mean**	**SD**
Impostor Syndrome	30	120	75	15	31	96	63,02	13,08
Self-Compassion	39	156	97,5	19,5	86	152	115,96	15,43

Kategorisasi skor *impostor syndrome* dan *self-compassion* dilakukan ke dalam tiga tingkatan, yaitu rendah, sedang, dan tinggi. Penelitian ini menggunakan pedoman kategorisasi jenjang dari Azwar (2021) untuk mendeskripsikan tingkat atribut psikologis partisipan berdasarkan skor yang diperoleh. Pedoman ini digunakan karena penelitian bertujuan menggambarkan distribusi tingkat kedua variabel pada partisipan, bukan menetapkan diagnosis klinis. Kategori rendah ditentukan apabila skor berada di bawah mean dikurangi satu standar deviasi, kategori sedang apabila skor berada di antara mean dikurangi satu standar deviasi dan mean ditambah satu standar deviasi, sedangkan kategori tinggi apabila skor sama dengan atau lebih besar dari mean ditambah satu standar deviasi. Sementara itu, pada variabel *self-compassion*, kategori rendah menunjukkan kecenderungan yang relatif rendah dalam bersikap baik terhadap diri sendiri ketika menghadapi kesulitan, memahami pengalaman sulit sebagai bagian dari pengalaman manusia, dan menyikapi pikiran serta emosi negatif secara seimbang. Kategori sedang menunjukkan kecenderungan *self-compassion* pada tingkat menengah, sedangkan kategori tinggi menunjukkan kecenderungan yang lebih kuat dalam menerapkan sikap welas asih terhadap diri sendiri. Interpretasi tersebut digunakan untuk menjelaskan hasil kategorisasi secara deskriptif dan tidak dimaksudkan sebagai penilaian klinis terhadap partisipan.

Tabel 2. Data Kategorisasi Skala *Impostor Syndrome* dan Skala *Self-Compassion*.

Impostor syndrome	**Rendah**	**X < 49,93**	**16**	**16**
	Sedang	49,93 ≤ X < 76,11	69	69
	Tinggi	X ≥ 76,11	15	15
	Total		100	100
Self-compassion	**Rendah**	**X < 100,53**	**17**	**17**
	Sedang	100,53 ≤ X < 131,39	67	67

Tinggi	X ≥ 131,39	16	16
Total		100	100

Berdasarkan hasil kategorisasi skor pada Tabel 2, diketahui bahwa pada variabel *impostor syndrome*, sebanyak 16 mahasiswa berada dalam kategori rendah, 69 mahasiswa berada dalam kategori sedang, dan 15 mahasiswa berada dalam kategori tinggi. Sementara itu, pada variabel *self-compassion*, sebanyak 17 mahasiswa berada dalam kategori rendah, 67 mahasiswa berada dalam kategori sedang, dan 16 mahasiswa berada dalam kategori tinggi. Dengan demikian, sebagian besar mahasiswa penerima Beasiswa Bank Indonesia di Universitas Syiah Kuala memiliki tingkat *impostor syndrome* dan *self-compassion* dalam kategori sedang.

Uji Normalitas

Sebelum melakukan uji hipotesis, peneliti terlebih dahulu melakukan uji asumsi yang meliputi uji normalitas dan uji linearitas. Uji normalitas dilakukan menggunakan metode *Kolmogorov–Smirnov*. Hasil pengujian menunjukkan nilai signifikansi residual sebesar 0,411 (p > 0,05), sehingga residual dinyatakan berdistribusi normal. Selanjutnya, uji linearitas dilakukan untuk mengetahui apakah hubungan antara skor total *self-compassion* sebagai variabel independen dan skor total *impostor syndrome* sebagai variabel dependen bersifat linear. Pengujian ini dilakukan sebagai salah satu prasyarat sebelum analisis regresi linear sederhana digunakan untuk menguji pengaruh *self-compassion* terhadap *impostor syndrome*

Tabel 3. Hasil Uji Korelasi *Self-Compassion* dan *Impostor Syndrome*

Variabel	N	Koefisien korelasi (r)	Sig.
Self-compassion dan *impostor syndrome*	100	-0,547**	p < 0,001

Berdasarkan Tabel 3, hasil uji korelasi Pearson pada 100 mahasiswa menunjukkan adanya hubungan negatif yang signifikan antara *self-compassion* dan *impostor syndrome*, dengan koefisien korelasi sebesar (r = -0,547) dan nilai signifikansi (p < 0,001). Hasil ini menunjukkan bahwa semakin tinggi *self-compassion* yang dimiliki mahasiswa, semakin rendah skor *impostor syndrome*. Sebaliknya, semakin rendah *self-compassion*, semakin tinggi skor *impostor syndrome*.

Uji Hipotesis

Uji hipotesis dilakukan menggunakan analisis regresi linear sederhana untuk mengetahui pengaruh *self-compassion* terhadap *impostor syndrome* pada mahasiswa penerima Beasiswa Bank Indonesia di Universitas Syiah Kuala. Hasil analisis regresi digunakan untuk mengetahui arah pengaruh, signifikansi hubungan prediktif, serta kontribusi *self-compassion* dalam menjelaskan variasi *impostor syndrome*. Hasil pengujian hipotesis disajikan pada Tabel 4.

Tabel 4. Hasil Uji Regresi Linear Sederhana

Variabel	B	Beta (β)	t	Sig. (p)
Konstanta	116,531	—	13,948	< 0,001
Self-compassion	-0,475	-0,547	-6,461	< 0,001

Berdasarkan Tabel 4, hasil analisis regresi linear sederhana menunjukkan bahwa *self-compassion* secara signifikan memprediksi *impostor syndrome*, dengan koefisien regresi sebesar B = −0,475, koefisien beta terstandarisasi sebesar β = −0,547, nilai t = −6,461, dan p < 0,001. Koefisien regresi yang bernilai negatif menunjukkan bahwa setiap peningkatan satu unit skor *self-compassion* berkaitan dengan penurunan skor *impostor syndrome* sebesar 0,475 unit. Dengan demikian, hasil analisis mendukung hipotesis bahwa *self-compassion* memiliki pengaruh statistik negatif dan signifikan terhadap *impostor syndrome* pada mahasiswa penerima Beasiswa Bank Indonesia di Universitas Syiah Kuala. Artinya, semakin tinggi skor *self-compassion*, semakin rendah skor *impostor syndrome* yang diprediksi oleh model penelitian.

Diskusi

Hasil penelitian menunjukkan bahwa *self-compassion* berpengaruh negatif dan signifikan terhadap *impostor syndrome* pada mahasiswa penerima Beasiswa Bank Indonesia di Universitas Syiah Kuala. Hasil analisis regresi linear sederhana menunjukkan koefisien regresi sebesar (B = -0,475), dengan nilai (t = -6,461) dan (p < 0,001). Temuan ini menunjukkan bahwa peningkatan skor *self-compassion* diikuti oleh penurunan skor *impostor syndrome*. Dengan demikian, *self-compassion* merupakan prediktor negatif yang signifikan terhadap *impostor*

syndrome dalam model penelitian ini. Nilai koefisien determinasi ((R^2 = 0,299)) menunjukkan bahwa *self-compassion* menjelaskan 29,9% variasi skor *impostor syndrome*, sedangkan 70,1% sisanya berkaitan dengan faktor-faktor lain yang tidak dijelaskan dalam model. Secara konseptual, temuan ini menunjukkan bahwa kemampuan mahasiswa untuk menerima kekurangan diri, menyikapi kegagalan secara lebih seimbang, dan tidak menghakimi diri secara berlebihan dapat berkaitan dengan kecenderungan yang lebih rendah untuk meragukan kemampuan diri serta kesulitan mengakui keberhasilan. Meskipun demikian, hasil regresi ini perlu ditafsirkan sebagai pengaruh statistik dalam model penelitian dan tidak dengan sendirinya membuktikan hubungan sebab-akibat.

Temuan penelitian ini dapat dipahami melalui konsep *self-compassion* yang dikemukakan oleh Neff (2003), yaitu sikap individu dalam memperlakukan dirinya ketika menghadapi kegagalan, kesulitan, atau pengalaman negatif. Dalam model Neff, *self-compassion* mencakup enam komponen, yaitu *self-kindness*, *self-judgment*, *common humanity*, *isolation*, *mindfulness*, dan *over-identification*. Sementara itu, instrumen yang digunakan dalam penelitian ini mengacu pada tiga dimensi, yaitu *self-kindness*, *common humanity*, dan *mindfulness*. Ketiga dimensi tersebut menjadi dasar penyusunan aitem untuk mengukur *self-compassion*, sedangkan analisis statistik dilakukan menggunakan skor total. Dengan demikian, hasil penelitian menggambarkan pengaruh statistik *self-compassion* secara keseluruhan terhadap *impostor syndrome*, bukan pengaruh masing-masing dimensi secara terpisah (Neff, 2003).

Mindfulness merupakan kemampuan untuk menyadari pengalaman dan perasaan negatif secara seimbang tanpa mengabaikan atau terlalu larut di dalamnya (Neff, 2003). Dalam konteks mahasiswa penerima Beasiswa Bank Indonesia di Universitas Syiah Kuala, tekanan akademik dan ekspektasi sosial dapat menjadi tantangan ketika mahasiswa menghadapi keraguan terhadap kemampuan dirinya. Kesadaran terhadap pikiran dan perasaan secara seimbang secara teoretis dapat membantu individu merespons pengalaman tersebut dengan lebih adaptif. Patzak et al. (2017) membahas keterkaitan *self-compassion* dengan *impostor phenomenon*, sehingga penelitian tersebut dapat menjadi landasan untuk memahami relevansi *self-compassion* dalam pengalaman impostor. Namun, karena penelitian ini menggunakan skor total *self-compassion*, kontribusi *mindfulness* terhadap *impostor syndrome* tidak dapat disimpulkan secara terpisah.

Selain *mindfulness*, *self-kindness* merupakan komponen *self-compassion* yang merujuk pada sikap memperlakukan diri sendiri dengan kebaikan dan pengertian ketika menghadapi kesulitan atau kegagalan, alih-alih terus-menerus mengkritik diri sendiri (Neff, 2003). Sikap tersebut secara teoretis dapat membantu mahasiswa menghadapi kesalahan tanpa terus-menerus menyalahkan diri sendiri. Assar et al. (2026) menjelaskan bahwa *self-compassion* berkaitan dengan cara individu menghadapi stres dan menggunakan strategi koping. Sejalan dengan itu, Stefana et al. (2025) menekankan pentingnya pengembangan dan validasi instrumen pengukuran psikologis melalui prosedur yang sistematis untuk memastikan kualitas alat ukur. Dalam konteks penelitian ini, pandangan tersebut relevan dengan pengukuran *self-compassion* dan *impostor syndrome*, terutama dalam memastikan bahwa setiap aspek yang digunakan telah direpresentasikan secara tepat dalam instrumen penelitian. Meskipun demikian, pedoman tersebut tidak secara khusus menjelaskan hubungan antara *self-kindness* dan *impostor syndrome*.

Keterkaitan *self-compassion* dengan pengalaman impostor juga dapat dipahami melalui penelitian Patzak et al. (2017), yang mengkaji hubungan orientasi peran gender, *self-compassion*, dan *impostor phenomenon*. Penelitian tersebut memberikan landasan untuk memahami relevansi *self-compassion* dalam pengalaman impostor. Individu yang mengalami *impostor phenomenon* dapat meragukan kemampuan diri atau kesulitan menginternalisasi keberhasilan yang telah dicapai. Dalam konteks mahasiswa penerima beasiswa, sikap yang lebih welas asih terhadap diri sendiri dapat menjadi salah satu perspektif untuk memahami cara mahasiswa menyikapi tuntutan prestasi, kekurangan, dan pencapaiannya. Namun, penjelasan ini merupakan interpretasi berdasarkan teori dan penelitian terdahulu, bukan bukti bahwa *self-compassion* secara langsung menyebabkan perubahan pada *impostor syndrome* (Patzak et al., 2017).

Penelitian ini menganalisis *self-compassion* dan *impostor syndrome* berdasarkan skor total masing-masing skala. Oleh karena itu, hasil analisis tidak menjelaskan kontribusi setiap dimensi *self-compassion* maupun setiap aspek *impostor syndrome* secara terpisah. Penelitian selanjutnya dapat menguji dimensi *self-compassion* dan aspek *impostor syndrome* secara lebih terperinci untuk mengetahui pola hubungan masing-masing komponen. Pendekatan tersebut dapat memperluas pemahaman mengenai keterkaitan kedua konstruk sekaligus memberikan gambaran yang lebih spesifik tentang komponen yang mungkin relevan dalam pengalaman impostor (Neff, 2003).

4. Kesimpulan

Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui pengaruh *self-compassion* terhadap *impostor syndrome* pada mahasiswa penerima Beasiswa Bank Indonesia di Universitas Syiah Kuala. Hasil analisis regresi linear sederhana menunjukkan bahwa *self-compassion* merupakan prediktor negatif dan signifikan secara statistik terhadap *impostor syndrome* (B = -0,475; $p < 0,001$). Nilai koefisien determinasi (R^2) sebesar 0,299 menunjukkan bahwa model menjelaskan 29,9% variasi skor *impostor syndrome*, sedangkan 70,1% sisanya belum dapat dijelaskan oleh

model penelitian ini. Dengan demikian, hipotesis penelitian yang menyatakan bahwa *self-compassion* berpengaruh negatif terhadap *impostor syndrome* didukung oleh hasil analisis.

Hasil penelitian ini memiliki implikasi praktis bagi pihak kampus dan penyelenggara Beasiswa Bank Indonesia dalam memahami pentingnya *self-compassion* pada mahasiswa penerima beasiswa yang mengalami *impostor syndrome*. Temuan penelitian ini dapat menjadi pertimbangan dalam mengembangkan program pendampingan mahasiswa yang mendorong penerimaan terhadap kekurangan diri, pemahaman bahwa kesulitan merupakan bagian dari pengalaman manusia, serta kemampuan menyikapi pikiran dan perasaan negatif secara seimbang. Upaya tersebut relevan dengan dimensi *self-compassion* yang digunakan dalam penelitian ini dan dapat menjadi salah satu pertimbangan dalam membantu mahasiswa menghadapi keraguan terhadap kemampuan serta pencapaian dirinya. Program tersebut dapat mencakup edukasi mengenai penerimaan diri, pengelolaan kritik terhadap diri sendiri, dan cara menyikapi kegagalan secara lebih sehat. Hal ini relevan karena mahasiswa penerima beasiswa dapat menghadapi tuntutan untuk mempertahankan prestasi serta ekspektasi terhadap kemampuan dirinya. Kemampuan memperlakukan diri dengan lebih baik ketika menghadapi kekurangan atau kegagalan diharapkan dapat membantu mahasiswa menilai pencapaiannya secara lebih realistis dan menghadapi keraguan terhadap kemampuan diri secara lebih adaptif.

Meskipun demikian, penelitian selanjutnya disarankan menggunakan desain longitudinal atau eksperimen untuk mengkaji hubungan sebab-akibat antara *self-compassion* dan *impostor syndrome*, serta mengevaluasi efektivitas program pengembangan *self-compassion* dalam membantu mahasiswa menghadapi pengalaman impostor. Penelitian berikutnya juga dapat melibatkan mahasiswa penerima berbagai jenis beasiswa dari perguruan tinggi yang berbeda agar hasil penelitian memiliki cakupan yang lebih luas dan dapat dibandingkan pada konteks mahasiswa yang beragam.

Pernyataan Penggunaan Kecerdasan Buatan (*Use Of Artificial Intelligence*)

Dalam penyusunan artikel ini, penulis menggunakan ChatGPT sebagai alat bantu untuk memperbaiki tata bahasa dan menyunting naskah. Seluruh isi dan hasil penelitian telah diperiksa serta menjadi tanggung jawab penulis.

Kontribusi Penulis (*Authors' Contributions*)

Penulis pertama bertanggung jawab atas seluruh tahapan penelitian, mulai dari penyusunan konsep penelitian, pengumpulan data, analisis data, interpretasi hasil, hingga penulisan dan revisi artikel. Penulis kedua dan penulis ketiga bertanggung jawaba tas proses telaah literatur, penetapan konsep penelitian, penulisan artikel dan penjaminan mutu artikel.

Pendanaan (*Funding*)

Penelitian ini tidak menerima pendanaan khusus dari lembaga pendanaan publik, komersial, maupun organisasi nirlaba.

Konflik Kepentingan (*Conflict Of Interest*)

Penulis menyatakan bahwa tidak terdapat konflik kepentingan dalam pelaksanaan penelitian maupun penyusunan artikel ini.

5. Daftar Pustaka

Assar, A., Lueke, N. A., Lueke, A., & Vargas, I. (2026). Self-compassion's impact on perceived stress and perseverative thinking as it relates to sleep quality among college students. Journal of Health Psychology, 31(10), 3977–3991. https://doi.org/10.1177/13591053251403612

Azwar, S. (2021). Metode Penelitian Psikologi (Edisi Revisi). Yogyakarta: Pustaka Pelajar.

Chrisman, S. M., Pieper, W. A., Clance, P. R., Holland, C. L., & Glickauf-Hughes, C. (1995). Validation of the Clance Impostor Phenomenon Scale. Journal of Personality Assessment, 65(3), 456–467. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6503_6

Clance, P. R., & Imes, S. A. (1978). The impostor phenomenon in high achieving women: Dynamics and therapeutic intervention. Psychotherapy: Theory, Research & Practice, 15(3), 241–247. https://doi.org/10.1037/h0086006

He, C., & Ye, L. (2026). Associations among impostor phenomenon, self-compassion, shame, and social anxiety in college students. Frontiers in Psychology, 17, Article 1777854. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2026.1777854

Khurana, J., & Sinha, A. (2023). Impostor phenomenon, self-compassion and perceived stress among young adults. International Journal of Indian Psychology, 11(2). DOI: 10.25215/1102.072

Krejcova, K., Kvasnickova Stanislavska, L., & Ibrahim, F. (2026). Self-compassion and the impostor phenomenon: Associations and implications. *PLOS ONE, 21*(5), Article e0348905. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0348905

Liu, S., Wei, M., & Russell, D. W. (2023). Effects of a brief self-compassion intervention for college students with impostor phenomenon. Journal of Counseling Psychology, 70(6), 711–724. https://doi.org/10.1037/cou0000703

Maryam, A. A., & Istiana. (2025). Gambaran impostor phenomenon pada mahasiswa Fakultas Psikologi Universitas Medan Area stambuk 2018. Jouska: Jurnal Ilmiah Psikologi, 4(1), 10–20. https://doi.org/10.31289/jsa.v4i1.5278

Menard, A. D., & Chittle, L. (2023). The impostor phenomenon in post-secondary students: A review of the literature. Review of Education, 11(2), Article e3399. https://doi.org/10.1002/rev3.3399

Milhan, C. G. (2024). Hubungan antara self-compassion dengan alienasi pada siswa Madrasah Aliyah Swasta Darul Ulum Banda Aceh.

Muslimah, A. I., Amalia, S. C., Jauharah, A. N., Kurniawati, Y., & Fadhiilah, A. Q. (2022). Fenomena impostor syndrome pada mahasiswa berprestasi (Mawapres) Universitas Islam "45" Bekasi. SOUL: Jurnal Pemikiran dan Penelitian Psikologi, 14(1), 10–22. https://doi.org/10.33558/soul.v14i1.5952

Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure self-compassion. Self and Identity, 2(3), 223–250. https://doi.org/10.1080/15298860309027

Neff, K. D. (2023). Self-compassion: Theory, method, research, and intervention. Annual Review of Psychology, 74, 193–218. https://doi.org/10.1146/annurev-psych-032420-031047

Patzak, A., Kollmayer, M., & Schober, B. (2017). Buffering impostor feelings with kindness: The mediating role of self-compassion between gender-role orientation and the impostor phenomenon. Frontiers in Psychology, 8, Article 1289. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01289

Stefana, A., Damiani, S., Granziol, U., Provenzani, U., Solmi, M., Youngstrom, E. A., & Fusar-Poli, P. (2025). Psychological, psychiatric, and behavioral sciences measurement scales: Best practice guidelines for their development and validation. *Frontiers in Psychology, 15*, Article 1494261. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1494261

Jurnal Penelitian dan Pengukuran Psikologi
Volume 15, Nomor 02, Oktober 2026 http://doi.org/10.21009/JPPP.152.08

ADAPTASI DAN UJI PSIKOMETRI ALAT UKUR *COPING STRATEGY INVENTORY SHORT-FORM* (CSI-SF) VERSI INDONESIA PADA KARYAWAN

INDONESIAN ADAPTATION AND PSYCHOMETRIC EVALUATION OF THE COPING STRATEGY INVENTORY SHORT-FORM (CSI-SF) AMONG EMPLOYEES

Aida Fatonah Nursyamsiah[1], Nur Izzah Jamilah[1], Stanike Marsella[1], Githa Nadia Erlita Putri[1], Ratih Aryani[1], Novi Yani[1], Faza Ardini[1], Andi Nirmala Syahidah Lukman[1], Christiany Suwartono [1,2]

[1] Program Studi Magister Psikologi, Fakultas Falsafah dan Peradaban, Universitas Paramadina, Jakarta, 13880, Indonesia

[2] Fakultas Psikologi, Universitas Katolik Indonesia Atma Jaya, Jakarta, Indonesia

Email: aidafatonah02@gmail.com, christiany.suwartono@atmajaya.ac.id

p-ISSN: 2337-4845
e-ISSN: 2620-7486

Received	*Revised*	*Accepted*	*Published*
30 Juli 2026	*5 Oktober 2026*	*27 Oktober 2026*	*30 Oktober 2026*

Abstract

Workplace demands, including heavy workloads, time pressure, role conflict, and limited job control, may increase psychological distress. However, coping assessment among Indonesian employees remains limited by the lack of culturally adapted instruments with robust psychometric evidence. This study aimed to adapt and evaluate the psychometric properties of the Indonesian version of the Coping Strategies Inventory–Short Form (CSI-SF) among employees. A quantitative psychometric study using a cross-sectional design was conducted with 313 adult workers from various occupational sectors, aged 24 to 64 years (M=36.00,SD=9.55). Based on gender characteristics, the majority of participants were male (n=209;66.8%), while females accounted for 104 participants (33.2%). Participants' psychological distress scores ranged from 1 to 10, with a mean score of 3.95 (SD=2.46). The adaptation process included forward translation, back-translation, semantic review, and readability testing. Data were analyzed using item-rest correlations, internal consistency testing, Exploratory Factor Analysis (EFA), Confirmatory Factor Analysis (CFA), and convergent validity assessment based on relations to other variables. The total scale showed satisfactory internal consistency (Cronbach's α=.753). EFA supported a four-factor structure that represented the data better than the original theoretical model, although several items shifted across factors, indicating cultural differences in coping interpretation. Convergent validity was supported by a positive association between disengagement emotion-focused coping and psychological distress, as well as significant gender differences in emotion-focused coping. These findings emphasize the importance of incorporating cultural context into coping measurement within the Indonesian workplace environment. Overall, the Indonesian CSI-SF demonstrated satisfactory reliability and construct validity for assessing Indonesian employees coping strategies.

Keywords: *Coping Strategies, CSI-SF, Cross-Cultural Adaptation, Psychometric Properties, Employees*

Abstrak

Tuntutan pekerjaan, seperti beban kerja yang tinggi, tekanan waktu, konflik peran, dan keterbatasan kendali atas pekerjaan, dapat meningkatkan tekanan psikologis. Namun, pengukuran strategi koping pada karyawan Indonesia masih terkendala oleh terbatasnya instrumen yang telah diadaptasi secara budaya dan memiliki bukti psikometrik yang kuat. Penelitian ini bertujuan mengadaptasi dan mengevaluasi karakteristik psikometrik Coping Strategies Inventory–Short Form versi Bahasa Indonesia pada karyawan. Penelitian kuantitatif psikometrik dengan desain potong lintang melibatkan 313 pekerja dewasa dari berbagai sektor pekerja dengan rentang usia 24 hingga 64 tahun (M=36,00,SD=9,55). Berdasarkan karakteristik jenis kelamin, mayoritas partisipan adalah laki-laki sebanyak 209 orang (66,8%), sedangkan perempuan sebanyak 104 orang (33,2%). Adapun skor pada skala tertekan partisipan berkisar antara 1 hingga 10, dengan rata-rata skor sebesar 3,95 (SD=2,46). Proses adaptasi mencakup penerjemahan maju, penerjemahan balik, penelaahan semantik, dan uji keterbacaan. Analisis meliputi korelasi

item-rest, pengujian konsistensi internal, Exploratory Factor Analysis (EFA), Confirmatory Factor Analysis (CFA), dan validitas berdasarkan hubungan dengan variabel lain (validitas konvergen). Skala total menunjukkan konsistensi internal yang memadai dengan Cronbach's α = 0,753. EFA mendukung struktur empat faktor yang lebih sesuai dengan data dibandingkan model teoritis asli, meskipun beberapa item berpindah faktor dan menunjukkan perbedaan interpretasi budaya. Validitas konvergen didukung oleh hubungan positif antara disengagement emotion-focused coping dan distres psikologis, serta perbedaan gender dalam emotion-focused coping. Temuan ini menegaskan pentingnya mempertimbangkan konteks budaya dalam pengukuran koping di lingkungan kerja Indonesia. Secara keseluruhan, CSI-SF versi Indonesia menunjukkan reliabilitas dan validitas konstruk yang memadai untuk menilai strategi koping pada karyawan Indonesia.
Kata Kunci: *Strategi Koping, CSI-SF, Adaptasi Lintas Budaya, Properti Psikometrik, Karyawan*

1. Pendahuluan

Pekerjaan memberikan manfaat penting bagi individu, tetapi lingkungan kerja juga menghadirkan berbagai tuntutan seperti beban kerja tinggi, tekanan waktu, konflik peran, dan perubahan organisasi yang dapat menjadi risiko psikososial ketika tuntutan tersebut melebihi kemampuan serta sumber daya yang dimiliki karyawan. Organisasi Kesehatan Dunia menjelaskan bahwa risiko psikososial di tempat kerja berkaitan dengan desain pekerjaan, beban kerja, keamanan kerja, kontrol terhadap pekerjaan, serta hubungan interpersonal yang dapat mempengaruhi kesehatan mental pekerja secara global (World Health Organization, 2024).

Berdasarkan *Transactional Model of Stress and Coping*, stres muncul melalui proses *appraisal* individu terhadap tuntutan lingkungan dan kemampuan *coping* yang dimiliki (Lazarus & Folkman, 1984). Ketika tuntutan pekerjaan dipersepsikan melampaui sumber daya yang tersedia, individu dapat mengalami stres sebagai hasil interaksi antara karakteristik lingkungan dan proses evaluasi kognitif terhadap kemampuan menghadapi tuntutan tersebut. Studi konfirmatori mengenai model stres transaksional menunjukkan bahwa stres tidak hanya dipengaruhi oleh kondisi objektif, tetapi juga oleh bagaimana individu menilai situasi yang dihadapi serta sumber daya yang tersedia untuk mengatasinya (Obbarius et al., 2021). Oleh karena itu, karyawan dengan tuntutan pekerjaan yang serupa dapat menunjukkan respons stres yang berbeda karena adanya perbedaan dalam persepsi, evaluasi, dan strategi menghadapi tekanan.

Dalam perspektif Psikologi Industri dan Organisasi, stres kerja tidak hanya dipengaruhi oleh tuntutan pekerjaan, tetapi juga oleh proses individu dalam menghadapi dan mengelola tekanan tersebut. *Coping strategies* menjadi salah satu mekanisme psikologis yang berperan dalam mengurangi dampak negatif stres kerja terhadap kesehatan mental pekerja. Oleh karena itu, pemahaman mengenai strategi coping penting dilakukan untuk menjelaskan variasi respons individu terhadap tuntutan pekerjaan (Machado et al., 2022).

Salah satu mekanisme individu dalam menghadapi tekanan psikologis adalah strategi koping, yaitu upaya kognitif dan perilaku untuk mengelola tuntutan yang dianggap menekan. Strategi koping dapat dilakukan melalui pendekatan keterlibatan aktif (*engagement*) maupun penghindaran *(disengagement), s*erta dapat berorientasi pada penyelesaian masalah maupun pengelolaan emosi. *Coping Strategies Inventory* dikembangkan oleh Tobin et al. (1989) untuk menjembatani model koping Lazarus dan Folkman melalui pendekatan hierarkis. Pemilihan *Coping Strategies Inventory Short Form* (CSI-SF) didasarkan pada keunggulan struktur hierarkisnya dalam memetakan kompleksitas stres kerja, bukan sekadar pertimbangan kepraktisan. Berbeda dengan instrumen seperti *Brief COPE* yang cenderung menghasilkan profil terfragmentasi, CSI menawarkan perpotongan dimensi *engagement–disengagement* dan *problem–emotion-focused* (Tobin et al., 1989). Kerangka kerja ini secara empiris lebih akurat menangkap dinamika nyata di tempat kerja seperti ketika seorang karyawan aktif mencari solusi analitis (*problem engagement*) namun secara bersamaan menarik diri secara emosional (*emotion disengagement*) akibat kelelahan kronis sehingga memberikan representasi koping yang komprehensif bagi pekerja di Indonesia.

Meskipun beberapa instrumen pengukuran koping klasik seperti *Ways of Coping Questionnaire* (WCQ; Folkman & Lazarus, 1988) dan *COPE Inventory* (Carver et al., 1989) telah banyak digunakan, pemilihan Coping Strategies Inventory Short-Form (CSI-SF; Addison et al., 2007) didasarkan pada keunggulan struktur hierarkis dan orientasi konseptualnya yang paling sesuai dengan dinamika stres kerja di lapangan. Berbeda dengan instrumen konvensional yang cenderung mengukur gaya koping secara umum (dispositional), CSI-SF dirancang untuk menangkap respons koping spesifik terhadap situasi tertentu (*situation-based*), yang secara ekologis lebih valid dalam merefleksikan bagaimana pekerja merespons fluktuasi tekanan kerja harian (Tobin et al., 1989; Speyer et al., 2016). Struktur 2×2 pada CSI-SF yang memadukan dimensi fokus (*problem-focused vs. emotion-focused*) dan dimensi keterlibatan (*engagement vs. disengagement*) memberikan peta analitis yang lebih komprehensif untuk mengevaluasi strategi adaptasi karyawan di lingkungan kerja modern.

Tabel ini membandingkan karakteristik utama instrumen untuk menunjukkan mengapa struktur CSI-SF paling relevan secara teoretis dibandingkan alternatif lainnya.

Tabel 1. Perbandingan Karakteristik Instrumen Pengukuran Koping Utama

Nama Instrumen	Sumber Utama	Orientasi Pengukuran	Struktur Dimensi	Relevansi Konteks Stres Kerja
Ways of Coping Questionnaire (WCQ)	Folkman 7 Lazarus (1988)	Berbasis situasi	8 subskala empiris (tanpa struktur hierarkis tingkat tinggi)	Cukup baik, namun sering dikritik karena batas antar-dimensi emosi dan masalah yang terkadang tumpang tindih dalam lingkungan kerja korporat
COPE/Brief COPE	Carver et al. (1989); Carver (1997)	Dapat dimodifikasi ke *situational*	14 subskala terfragmentasi	Menghasilkan profil yang terlalu terpecah-pecah sehingga kurang efektif untuk memotret makro respons stres pekerja (Tobin et al., 1989)
Coping Strategies Inventory Short Form (CSI-SF)	Tobin et al. (1989); Addison et al. (2007)	Berbasis situasi	Struktur hierarkis 2x2 : *Engagement vs. Disengagement* dan *Problem vs. Emotion* (8 subskala dasar, 4 domain utama)	Sangat sesuai mampu memetakan secara presisi dilema pekerja di kantor seperti apakah mereka aktif mencari solusi (*problem engagement*) atau menarik diri secara emosional (*emotion disengagement*) dibawah tekanan dan konflik peran.

Penggunaan instrumen psikologi pada populasi dengan latar bahasa dan budaya berbeda memerlukan proses adaptasi lintas budaya untuk memastikan bahwa makna konstruk dan setiap aitem tetap setara dengan instrumen asal. Adaptasi instrumen tidak hanya berkaitan dengan penerjemahan bahasa, tetapi juga membutuhkan evaluasi terhadap kesetaraan konseptual, validitas isi, struktur faktor, serta properti psikometri instrumen hasil adaptasi. Kerangka COSMIN menekankan bahwa evaluasi instrumen hasil adaptasi perlu mempertimbangkan berbagai aspek properti pengukuran, termasuk validitas konstruk, konsistensi internal, dan reliabilitas agar instrumen dapat digunakan secara tepat pada populasi sasaran (Mokkink et al. 2018).

Penelitian adaptasi CSI-SF pada berbagai konteks budaya menunjukkan bahwa struktur faktor instrumen dapat mengalami perubahan ketika diterapkan pada populasi yang berbeda. Adaptasi CSI-SF versi Spanyol oleh Tous-Pallarés et al. (2022) menggunakan *Exploratory Factor Analysis* (EFA) dan *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) untuk mengevaluasi struktur konstruk serta menunjukkan bahwa instrumen memiliki karakteristik psikometrik yang memadai meskipun struktur faktor yang diperoleh tidak sepenuhnya identik dengan versi sebelumnya. Temuan tersebut menunjukkan bahwa proses adaptasi instrumen perlu mempertimbangkan karakteristik budaya dan pengalaman populasi sasaran, bukan hanya mempertahankan struktur instrumen asli.

Berdasarkan pertimbangan tersebut, penelitian ini bertujuan untuk mengadaptasi *Coping Strategies Inventory–Short Form* (CSI-SF) ke dalam Bahasa Indonesia pada populasi karyawan. Proses adaptasi dilakukan dengan mempertimbangkan kesesuaian bahasa, pemaknaan aitem, dan konteks pengalaman kerja lokal. Versi awal yang terdiri atas 20 aitem diuji melalui analisis kualitas aitem, reliabilitas, *Exploratory Factor Analysis* (EFA), dan *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) untuk memperoleh bukti validitas konstruk serta reliabilitas instrumen yang sesuai secara linguistik dan kontekstual sebagai alat ukur strategi koping pada karyawan Indonesia.

2. Metode Penelitian

Partisipan

Data penelitian dikumpulkan dari 333 responden dewasa yang bekerja pada berbagai sektor pekerjaan di Indonesia. Setelah dilakukan penghapusan data secara *listwise* terhadap respons yang tidak lengkap (mengecualikan 20 kasus dengan data kosong yang proporsinya di bawah 10%), jumlah data bersih yang digunakan pada analisis reliabilitas dan analisis faktor adalah sebanyak 313 responden. Pendekatan listwise deletion ini dipilih untuk menjaga integritas matriks kovarians dan korelasi dalam analisis faktor tanpa melakukan estimasi artifisial pada data yang hilang (Enders, 2010). Jumlah data yang digunakan pada analisis reliabilitas dan

analisis faktor adalah sebanyak 313 responden. Berdasarkan jenis kelamin, responden terdiri dari 209 perempuan (66,1%) dan 104 laki-laki (33,2%). Rentang usia responden berada pada usia 24 hingga 64 tahun dengan rerata usia 36 tahun (SD = 9,55). Skor Skala Tertekan digunakan sebagai indikator tingkat distres responden, berkisar antara 1 hingga 10 dengan rerata 3,95 (SD = 2,46). Ditinjau dari jenis pekerjaan, sebagian besar responden bekerja sebagai karyawan swasta (n = 127; 40,6%) dan pendidik/akademisi (n = 107; 34,2%), sedangkan ditinjau dari bidang pekerjaan, mayoritas responden berasal dari bidang pendidikan (n = 181; 57,8%). Gambaran demografis responden secara lengkap disajikan pada Tabel 2.

Tabel 2. Hasil Analisis Data Demografis

Kategori	Mean (SD)	NPersentase
Usia		
24 - 64	36 (9,55)	313100%
Skala Tertekan		
1 - 10	3,95 (2,46)	313100%
Jenis Kelamin		
Perempuan		20966,8%
Laki-laki		10431,2%
Pekerjaan		
Pendidikan		10734,2%
Kesehatan		12740,6%
HR/SDM/Learning & Development		227,0%
Korporat & Jasa Profesional (Konsultan Keuangan, IT, Media, dll.)		196,1%
Pemerintahan & Pelayanan Publik		113,5%
Mahasiswa & Sektor Sosial (Belum Bekerja, Relawan)		82,6%
Ibu Rumah Tangga		72,2%
Lainnya		123,8%
Bidang Pekerjaan		
Pendidikan		18157,8%
Kesehatan		216,7%
HR/SDM/Learning & Development		196,1%
Korporat & Jasa Profesional (Konsultan Keuangan, IT, Media, dll.)		4614,7%
Pemerintahan & Pelayanan Publik		82,6%
Sektor Industri, Logistik & Konstruksi		185,8%
Wirausaha/Mandiri		92,9%
Lainnya		113,5%
Jabatan		
Staf/Karyawan Pelaksana/Pegawai		12740,6%
Manager & Supervisor (Kepala Bagian, PJ)		6721,4%
Tenaga Pendidik (Guru, Dosen, Pengajar, Tutor, dll.)		4915,7%
Eksekutif & Pemilik Usaha (Direktur, Owner, Pengurus Yayasan)		319,9%
Pimpinan Institusi Pendidikan (Kepala Sekolah, Wakasek)		103,2%
Lainnya (Trainer/Coach, Tenaga Honorer, IRT, dll.)		299,3%

Instrumen

Alat ukur yang digunakan adalah *Coping Strategy Inventory Short-Form (CSI-SF)* (Addison et al., 2024) yang diterjemahkan ke versi bahasa Indonesia. Alat ukur terdiri atas 16 item untuk mengukur strategi koping berdasarkan orientasi *engagement–disengagement* serta fokus masalah–emosi. Penelitian ini melakukan adaptasi dengan menambahkan empat item hasil adaptasi konteks lokal, sehingga versi yang diuji berisi 20 aitem, terbagi ke dalam empat dimensi: *Engagement Coping Problem-Focused* (5 aitem), *Engagement Coping Emotion-Focused* (6 aitem), *Disengagement Coping Problem-Focused* (4 aitem), dan *Disengagement Coping Emotion-Focused* (5 aitem). Setiap aitem dinilai dengan skala Likert 5 tingkat (1 = tidak pernah hingga 5 = hampir selalu), dengan skor

dimensi diperoleh dari penjumlahan respons pada aitem terkait dan aitem terbalik melalui *reverse scoring* sebelum penghitungan skor total.

Prosedur

Prosedur adaptasi alat ukur CSI-SF mengacu pada tahapan dari Beaton et al. (2000). Proses diawali dengan penerjemahan awal, dimana instrumental diterjemahkan ke Bahasa Indonesia oleh dua penerjemah mandiri (satu orang awam dan satu psikologi). Kedua hasil terjemahan tersebut kemudian masuk ke tahap sintesis untuk disatukan menjadi satu versi kesepakatan melalui diskusi. Selanjutnya, dilakukan penerjemahan kembali (*back-translation*) ke bahasa Inggris oleh dua penutur asli (*native speaker*) untuk mengecek konsistensi makna. Tahap berikutnya adalah uji validitas isi (*content validity*) yang dievaluasi oleh panel ahli (konselor psikologi dan pakar psikometri) untuk menilai relevansi dan representativitas setiap item dalam konteks budaya kerja di Indonesia. Kemudian dilakukan uji keterbacaan 10 responden untuk *cognitive/readability pretesting* memastikan orang-orang yang sesuai dengan karakteristik partisipan, memahami instruksi dan pernyataan-pernyataan dalam intrumen. Instrumen hasil kesepakatan dan penilaian ahli ini kemudian langsung digunakan dalam tahap pengambilan data utama secara daring melalui *Google Form*.

Teknik Analisis

Analisis data menggunakan perangkat lunak JASP (versi 0.95.1; JASP Team, 2025**)**, diawali dengan statistik deskriptif untuk karakteristik demografis partisipan. Validitas konstruk instrumen dievaluasi menggunakan Analisis Faktor dengan membandingkan model teoritis asli dengan model empiris hasil *Exploratory Factor Analysis* (EFA) melalui *Confirmatory Factor Analysis* (CFA). Pengujian dilakukan pada tingkat uji unidimensi tiap domain, model *first-order*, dan model *second-order*. Kriteria keselarasan model ditentukan berdasarkan *Goodness-of-Fit Indexes* yang meliputi rasio $\chi 2/df$, *Goodness-of-Fit Index* (GFI), *Comparative Fit Index* (CFI), *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), dan *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR).

Selain itu, digunakan pula *Akaike Information Criterion* (AIC) sebagai indeks informasi untuk membandingkan kecocokan antar-model yang bersaing (*non-nested models*), di mana nilai AIC yang lebih rendah menunjukkan model yang paling *parsimonious* dan mendekati struktur populasi yang sebenarnya (Akaike, 1973; Burnham & Anderson, 2002, Bab 1 & 2). Kualitas aitem dievaluasi menggunakan *item-rest correlation*, sedangkan konsistensi internal instrumen dihitung menggunakan *McDonald's omega* (ω) sebagai estimasi reliabilitas berbasis model utama yang lebih akurat untuk data psikometri, serta tetap menyertakan *Cronbach's alpha* (α) sebagai pembanding konvensional (Dunn et al., 2014; Hayes & Coutts, 2020). Analisis tambahan untuk melihat akurasi pengukuran, dilakukan perhitungan *Standard Error of Measurement* (SEM) pada masing-masing domain instrumen dan meliputi korelasi skor faktor dengan usia dan tekanan yang dirasakan, serta uji beda independen berdasarkan jenis kelamin dengan ukuran efek *Cohen's*.

3. Hasil dan Diskusi

Proses adaptasi diawali dengan menerjemahkan instrumen *Coping Strategy Inventory–Short Form* (CSI-SF) ke dalam Bahasa Indonesia. Tahapan penerjemahan dilakukan melalui prosedur *forward translation* dan *back translation* untuk memastikan kesetaraan makna antara versi asli dan versi adaptasi. Versi awal Bahasa Indonesia diterjemahkan oleh penerjemah yang memiliki kemampuan Bahasa Inggris serta memahami konsep pengukuran psikologi. Hasil penerjemahan tersebut kemudian dibandingkan dan disintesis menjadi satu versi Bahasa Indonesia.

Tahap berikutnya dilakukan dengan menerjemahkan kembali versi Bahasa Indonesia ke dalam Bahasa Inggris (*back translation*) oleh penerjemah berbeda yang tidak memiliki akses terhadap versi asli. Hasil *back translation* kemudian dibandingkan dengan versi asli untuk mengevaluasi kesesuaian makna setiap item. Proses evaluasi dilakukan dengan mempertimbangkan kesamaan konsep, bukan hanya kesamaan istilah, sehingga diperoleh versi *pre-final* CSI-SF Bahasa Indonesia.

Versi *pre-final* kemudian dilakukan uji keterbacaan kepada responden awal untuk mengetahui tingkat pemahaman terhadap instruksi dan isi item. Uji keterbacaan dilakukan terhadap 10 responden awal dan menunjukkan bahwa seluruh item dapat dipahami dengan baik oleh responden dan tidak ditemukan permasalahan dalam penggunaan bahasa. Dengan demikian, versi tersebut digunakan sebagai versi final instrumen CSI-SF Bahasa Indonesia untuk tahap pengujian psikometri berikutnya.

Setelah proses adaptasi bahasa selesai dilakukan, analisis dilanjutkan dengan pengujian karakteristik psikometri instrumen. Analisis awal dilakukan melalui pengujian *item-rest correlation* untuk mengevaluasi kontribusi setiap item terhadap konstruk yang diukur. Teknik ini digunakan untuk melihat hubungan antara skor setiap item dengan total skor item lain dalam domain yang sama (Zijlmans et al., 2018).

Hasil pengujian *item-rest correlation* menunjukkan bahwa sebagian besar item memiliki kontribusi yang memadai terhadap domain masing-masing, namun beberapa item menunjukkan nilai korelasi yang lebih rendah

dibandingkan kriteria yang digunakan. Item dengan kontribusi rendah kemudian dievaluasi lebih lanjut pada tahap analisis faktor untuk menentukan kesesuaiannya dalam struktur instrumen CSI-SF versi Indonesia

Analisis Item (*Item-rest Correlation*)

Sebagai tahap awal pengujian psikometrik, dilakukan analisis *item-rest correlation* untuk menilai kontribusi setiap item terhadap domain teoritisnya, yaitu *Engagement Coping Problem-Focused* (ECPF), *Engagement Coping Emotion-Focused* (ECEF), *Disengagement Coping Problem-Focused* (DCPF), dan *Disengagement Coping Emotion-Focused* (DCEF). Analisis ini bertujuan untuk mengidentifikasi kualitas diskriminasi setiap item sekaligus mengevaluasi konsistensi internal masing-masing domain sebelum dilakukan analisis faktor (Zijlmans et al., 2018). Tabel 2 menyajikan nilai hasil *item-rest correlation* dan koefisien reliabilitas *Cronbach's alpha* (α) pada setiap dimensi.

Tabel 3. Ringkasan *Item-rest Correlation dan Reliabilitas* per-Domain (Model Teoritis)

Nomor Item	Bunyi Pernyataan	r Item-Rest	α	Interpretasi
ECPF1	*Saya membuat rencana tindakan dan mengikutinya*	0.389	0.558	*Reliabilitas domain marginal, bisa diterima. Item ECPF4 memberikan kontribusi yang sangat rendah terhadap dimensi.*
ECPF2	*Saya berusaha melihat hikmah dari suatu keadaan*	0.443		
ECPF3	*Saya menghadapi masalah secara langsung*	0.365		
ECPF4	*Saya mengambil jarak dari situasi tertentu*	0.065		
ECPF5	*Saya mencoba melihat situasi tertentu dari sudut pandang yang lebih luas*	0.416		
ECEF1	*Saya berusaha mengungkapkan emosi yang saya rasakan*	0.440		*Reliabilitas domain baik. Semua item memberikan kontribusi yang tinggi terhadap dimensi.*
ECEF2	*Saya mencoba menceritakan masalah kepada teman*	0.654		
ECEF3	*Saya menceritakan masalah kepada keluarga*	0.505		
ECEF4	*Saya meluapkan perasaan saya untuk mengurangi stres*	0.536		
ECEF5	*Saya meminta bantuan dari teman dekat ketika mengalami kesulitan*	0.615		
ECEF6	*Saya meminta nasihat kepada kerabat yang saya hormati*	0.494		
DCPF1	*Saya berharap masalah tersebut akan terselesaikan dengan sendirinya*	0.589		*Reliabilitas domain baik. Semua item memberikan kontribusi yang tinggi terhadap dimensi.*
DCPF2	*Saya berusaha mengalihkan pikiran saya dari masalah tersebut*	0.544		
DCPF3	*Saya berharap keajaiban terjadi*	0.530		
DCPF4	*Saya mencoba untuk tidak memikirkan masalah yang ada*	0.493		
DCEF1	*Saya mencoba meluangkan waktu untuk diri saya sendiri*	-0.015		*Reliabilitas domain marginal, bisa diterima meski item DCEF1 memberikan kontribusi yang negatif terhadap dimensi.*
DCEF2	*Saya cenderung menyalahkan diri sendiri*	0.557		

Nomor Item	Bunyi Pernyataan	r Item-Rest	α	Interpretasi
DCEF3	*Saya cenderung mengkritik diri sendiri*	0.520		
DCEF4	*Saya menyimpan pikiran saya sendiri*	0.564		
DCEF5	*Saya memendam perasaan saya sendiri*	0.571		
Total			**0.753**	*Reliabilitas konstruk baik.*

Catatan. r item-rest = item-rest correlation; α = Cronbach's alpha

Berdasarkan Tabel 3, sebagian besar dimensi menunjukkan kualitas psikometrik yang memadai. Namun, domain *Engagement Coping Problem-Focused* (ECPF) memiliki konsistensi internal yang relatif lebih rendah dibandingkan domain lainnya, sementara salah satu item *Disengagement Coping Emotion-Focused* (DCEF) menunjukkan ketidaksesuaian dengan konstruk yang diukur. Temuan ini mengindikasikan bahwa beberapa item masih memerlukan evaluasi lebih lanjut. Namun, setelah melihat isi dari kedua pernyataan tersebut (ECPF4 dan DCEF1), keduanya dianggap penting untuk mengukur dimensinya kemudian secara keseluruhan reliabilitas konstruk termasuk baik, diatas 0.70. Oleh karena itu, kedua item tersebut dipertahankan dan analisis dilanjutkan menggunakan *Exploratory Factor Analysis* (EFA) untuk mengevaluasi kesesuaian struktur faktor empiris dengan model teoretis.

***Exploratory Factor Analysis* (EFA) versi Indonesia**

Berdasarkan hasil analisis item, dilakukan *Exploratory Factor Analysis* (EFA) untuk mengevaluasi struktur faktor empiris CSI-SF (Samuel, 2017). EFA tahap pertama menghasilkan lima faktor, namun satu faktor hanya terdiri atas dua item sehingga tidak memenuhi syarat untuk diuji lebih lanjut melalui *Confirmatory Factor Analysis* (CFA). Faktor dengan dua item memiliki representasi konstruk yang relatif terbatas. Kedua item tersebut mungkin belum mencakup domain konstruk secara memadai (Watkins, 2018). Oleh karena itu, dilakukan EFA tahap kedua dengan menetapkan empat faktor menggunakan rotasi *promax*, yang menghasilkan varians kumulatif sebesar 41,6%.

Hasil Exploratory Factor Analysis (EFA) tahap kedua dengan metode ekstraksi dan rotasi yang disesuaikan, evaluasi terhadap struktur faktor *Coping Strategies Inventory Short Form* (CSI-SF) menunjukkan adanya pergeseran pola muatan aitem dari model teoretis aslinya (Tobin et al., 1989). Sebagaimana disajikan pada Tabel 4, Faktor 1 dan Faktor 3 secara konsisten, masing-masing merepresentasikan dimensi *Engagement Coping Emotion-Focused* (ECEF) dan *Disengagement Coping Problem-Focused* (DCPF). Namun, ditemukan pula pergeseran struktur, di mana aitem DCEF1berpindah muatan ke Faktor 4.

Untuk item-iitem yang mengumpul pada Faktor 4, peneliti melakukan pendalaman penamaan (*labeling refinement*) berdasarkan analisis tematik terhadap konten item dominan yang tersisa. Penamaan faktor tidak dilakukan secara kaku mengikuti label asli, melainkan disesuaikan dengan realitas empiris dan karakteristik respons sampel pekerja di Indonesia seperti mempertimbangkan konsep *relationally safe problem solving*, sehingga Faktor 4 secara substantif dilabeli sebagai *Adaptive Coping Problem-Focused*. Pendalaman label ini krusial untuk memastikan bahwa struktur empiris hasil EFA benar-benar mencerminkan nuansa psikologis subjek sebelum diuji kembali melalui *Confirmatory Factor Analysis* (CFA).

Tabel 4. Muatan Faktor Hasil *Exploratory Factor Analysis* (EFA) Tahap Kedua

Item	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3	Faktor 4	Uniqueness
ECEF2	0,761	-	-	-	0,446
ECEF5	0,738	-	-	-	0,476
ECEF3	0,610	-0,232	-	-	0,588
ECEF6	0,565	-	-	-	0,659
ECEF4	0,550	-	-	-	0,633
ECEF1	0,429	-	-	0,335	0,637
DCEF4	-0,352	0,635	-	-	0,388
DCEF5	-0,249	0,650	-	-	0,434
DCEF2	0,215	0,810	-	-	0,362

Item	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3	Faktor 4	Uniqueness
DCEF3	-	0,715	-	-	0,515
ECPF4	-	0,249	-	-	0,856
DCPF1	-	-	0,781	-	0,455
DCPF2	-	-	0,647	-	0,532
DCPF4	-	-	0,608	-	0,654
DCPF3	-	-	0,556	-	0,595
ECPF5	-	-	-	0,628	0,617
ECPF2	-	-	-	0,592	0,644
ECPF1	-	-	-	0,561	0,688
ECPF3	-	-	-	0,526	0,724
DCEF1	-	-	-	0,470	0,769

***Confirmatory Factor Analysis* (CFA) versi Indonesia**

Selanjutnya, dilakukan CFA unidimensi pada masing-masing faktor hasil EFA untuk mengevaluasi kesesuaian model setiap faktor secara terpisah. Ringkasan hasil pengujian disajikan pada Tabel 5.

Tabel 5. Model Fit Uji CFA Unidimensi per Faktor (versi Indonesia)

Faktor	χ^2/df	GFI	CFI	RMSEA	SRMR	AIC	α
Faktor 1 (ECEF)	3,400	0,996	0,955	0,088	0,035	5077	0,787
Faktor 2 (DCEF)	42,440	0,979	0,630	0,364	0,128	4199	0,752
Faktor 3 (DCPF)	8,043	0,997	0,949	0,150	0,033	3634	0,743
Faktor 4 (Adaptive CPF)	1,296	1,000	0,993	0,031	0,022	3437	0,674

Catatan. χ^2/df = chi-square test factor model; GFI = Goodness of fit index; CFI = Comparative Fit Index; RMSEA = Root mean square error of approximation; SRMR = Standardized root mean square residual; AIC = Akaike; α = Cronbach's alpha

Berdasarkan Tabel 5, setelah dilakukan pengujian tanpa mengikutsertakan item ECPF4, Faktor 1 (*Engagement Coping Emotion-Focused*), Faktor 2 (*Disengagement Coping Emotion-Focused*), Faktor 3 *(Disengagement Coping Problem-Focused*), dan Faktor 4 (*Adaptive Coping Problem-Focused*) menunjukkan kecocokan model yang memadai. Hal ini mengonfirmasi hasil analisis EFA sebelumnya bahwa eliminasi item ECPF4 merupakan langkah yang tepat untuk menghasilkan model yang fit dan valid. Item ECPF4 dieliminasi dari analisis lebih lanjut karena memiliki muatan faktor yang lemah serta nilai uniqueness yang terlalu tinggi (uniqueness=0,856), yang mengindikasikan bahwa item tersebut gagal menyumbangkan varians yang memadai pada konstruk yang diukur. Visualisasi model *first-order* struktur hasil EFA masing-masing disajikan pada Tabel 6.

Tabel 6. *Factor Loadings* model *first-order*

						95% Confidence Interval	
Factor	Indicator	Estimate	Std. Error	z-value	p	Lower	Upper
Factor 1	ECEF2	1.000	0.000			1.000	1.000
	ECEF5	1.007	0.089	11.37	< .001	0.834	1.181
	ECEF4	0.856	0.087	9.889	< .001	0.686	1.025
	ECEF3	0.890	0.097	9.201	< .001	0.700	1.080
	ECEF6	0.833	0.098	8.508	< .001	0.641	1.025
	ECEF1	0.629	0.080	7.907	< .001	0.473	0.785
Factor 2	DCEF2	1.000	0.000			1.000	1.000

						95% Confidence Interval	
Factor	Indicator	Estimate	Std. Error	z-value	p	Lower	Upper
	DCEF3	0.884	0.060	14.68	< .001	0.766	1.001
	DCEF4	0.534	0.079	6.764	< .001	0.379	0.689
	DCEF5	0.585	0.080	7.349	< .001	0.429	0.741
	ECPF4	0.234	0.060	3.927	< .001	0.117	0.351
Factor 3	DCPF1	1.000	0.000			1.000	1.000
	DCPF2	0.838	0.091	9.195	< .001	0.659	1.016
	DCPF3	0.966	0.109	8.828	< .001	0.752	1.181
	DCPF4	0.690	0.090	7.681	< .001	0.514	0.866
Factor 4	ECPF1	1.000	0.000			1.000	1.000
	ECPF2	0.955	0.142	6.706	< .001	0.676	1.235
	ECPF3	0.833	0.140	5.938	< .001	0.558	1.109
	ECPF5	1.126	0.172	6.549	< .001	0.789	1.463
	DCEF1	0.885	0.157	5.619	< .001	0.576	1.193

Item ECPF4 pindah ke faktor 2 dan item DCEF1 pindah ke faktor 4, dibandingkan struktur teoritis aslinya. Keempat faktor diestimasi saling berkorelasi (model first order hasil EFA).

Catatan: item-item pada tabel ini sebagai kelompok per faktor (bukan satu per satu) untuk keterbacaan. Rincian muatan faktor tiap item tersedia pada tabel 7 di naskah artikel.

Model *First Order* Dan *Second Order*

Model *first-order* dan *second-order* diuji untuk membandingkan kesesuaian struktur teoretis dengan struktur empiris hasil *Exploratory Factor Analysis* (EFA) versi Indonesia. Ringkasan indeks *goodness-of-fit* kedua model disajikan pada Tabel 7.

Tabel 7. Perbandingan Model Fit antara Struktur Teoretis dan Struktur EFA versi Indonesia

Model	χ^2/df	GFI	CFI	RMSEA	SRMR	AIC
First Order (Teoritis)	3,869	0,986	0,727	0,096	0,097	16380
Second Order (Teoritis)	*not admissible*					
First Order (EFA versi Indonesia)	3,510	0,985	0,761	0,090	0,084	16320
Second Order (EFA versi Indonesia)	3,523	0,985	0,757	0,090	0,088	16320

Berdasarkan Tabel 7, model *first-order* hasil EFA menunjukkan kecocokan yang lebih baik dibandingkan model teoretis, sebagaimana ditunjukkan oleh nilai AIC yang lebih rendah. Sementara itu, model *second-order* pada struktur teoretis tidak dapat diestimasi (*not admissible*), sedangkan model *second-order* hasil EFA menunjukkan tingkat kecocokan yang relatif serupa dengan model *first-order*, namun didukung oleh reliabilitas faktor umum yang rendah. Temuan ini menunjukkan bahwa struktur empat faktor hasil EFA lebih representatif dalam menjelaskan data dibandingkan model teoretis, meskipun beberapa indeks *goodness-of-fit* masih belum mencapai kriteria ideal.

Reliabilitas

Analisis reliabilitas dilakukan terhadap struktur empiris hasil *Exploratory Factor Analysis* (EFA). Ringkasan koefisien reliabilitas setiap domain baru hasil EFA disajikan pada Tabel 8.

Tabel 8. Reliabilitas Struktur Faktor Hasil EFA versi Indonesia

Dimensi	Nomor Item	Rentang r Item-Rest	α	Intepretasi
Faktor 1: *Engagement Coping Emotion-Focused*	ECEF1, ECEF2, ECEF3, ECEF4, ECEF5, ECEF6	0,440–0,654	0,787	*Reliabilitas domain baik, semua item memberikan*

				kontribusi yang tinggi terhadap konstruk
Faktor 2: *Disengagement Coping Emotion-Focused (tanpa ECPF4)*	DCEF2, DCEF3, DCEF4, DCEF5	0,571–0,611	0,781	*Reliabilitas domain baik. semua item memberikan kontribusi yang tinggi terhadap konstruk*
Faktor 3: *Disengagement Coping Problem-Focused*	DCPF1, DCPF2, DCPF3, DCPF4	0,493–0,589	0,743	*Reliabilitas domain baik. semua item memberikan kontribusi yang tinggi terhadap konstruk*
Faktor 4: *Adaptive Coping Problem-Focused*	DCEF1, ECPF1, ECPF2, ECPF3, ECPF5	0,360–0,482	0,674	*Reliabilitas domain marginal, dapat diterima; semua item memberikan kontribusi yang tinggi terhadap konstruk*
Reliabilitas skala dari hasil EFA			**0.744**	***Reliabilitas alat tes baik.***

Catatan. r item-rest = item-rest correlation; α = Cronbach's alpha

Berdasarkan Tabel 8, sebagian besar domain menunjukkan konsistensi internal yang baik. Penghapusan item ECPF4 meningkatkan reliabilitas domain *Disengagement Coping Emotion-Focused,* meskipun reliabilitas total instrumen sedikit menurun, tetapi tetap memiliki reliabilitas yang baik. Kemudian, meskipun faktor 4 (domain *Adaptive Coping Problem-Focuse*d) memiliki reliabilitas internal relatif lebih rendah dan perlu dicermati, koefisien Cronbach's alpha sebesar 0,674, belum mencapai kriteria konvensional 0,70, namun rentang korelasi *item-rest* sebesar 0,360–0,482 menunjukkan bahwa seluruh item memiliki hubungan positif dengan skor dimensi. Dengan mempertimbangkan bahwa instrumen masih berada dalam tahap pengembangan, dimensi ini dapat dipertahankan sementara dengan catatan bahwa reliabilitasnya perlu ditingkatkan dan dievaluasi lebih lanjut pada penelitian berikutnya. Selain itu, estimasi reliabilitas konstruk (*McDonald's omega* = 0.744) menunjukkan konsistensi yang memadai pada masing-masing domain, meskipun reliabilitas faktor umum pada model *second-order* relatif rendah (*McDonald's omega* = 0.35). Temuan ini menunjukkan bahwa struktur empiris hasil EFA lebih tepat dipahami sebagai dimensi yang relatif independen dibandingkan sebagai satu konstruk koping umum.

Validitas Eksternal

Validitas instrumen dievaluasi melalui analisis korelasi Pearson antara dimensi CSI-SF dengan usia serta tingkat distres psikologis (sebagai pengujian validitas konvergen/kriterium), serta melalui *known-groups validity* berdasarkan perbedaan jenis kelamin untuk menguji sensitivitas alat ukur antar-kelompok.

Tabel 9. Matriks Korelasi Pearson antar Variabel

Variabel	1	2	3	4	5	6
1. Usia	–					
2. Skala Tertekan	-0,402***	–				
3. *Engagement Coping Emotion-Focused*	-0,076	0,048	–			
4. *Disengagement Coping Problem-Focused*	-0,033	0,023	0,136*	–		
5. *Disengagement Coping Emotion-Focused*	-0,318***	0,383***	0,011	0,353***	–	
6. *Adaptive Coping Problem-Focused*	0,091	-0,083	0,209***	0,094	0,016	–

*Catatan. *p < 0,05; ***p < 0,001.*

Berdasarkan Tabel 9, domain *Disengagement Coping Emotion-Focused* menunjukkan hubungan positif dengan tingkat distres dan hubungan negatif dengan usia. Selain itu, ditemukan hubungan positif antar beberapa dimensi koping, sedangkan hubungan usia maupun distres dengan kedua domain *Engagement Coping* tidak menunjukkan signifikansi. Temuan ini memberikan dukungan awal terhadap validitas eksternal CSI-SF versi Indonesia. Selanjutnya, untuk menguji sensitivitas instrumen antar-kelompok (*known-groups validity*), dilakukan

pengujian menggunakan independent samples t-test berdasarkan jenis kelamin. Pemilihan variabel jenis kelamin didasarkan pada landasan teoretis psikologi stres dan sosialisasi gender, di mana literatur empiris secara konsisten menunjukkan bahwa perempuan cenderung lebih mengandalkan strategi koping berbasis regulasi emosi (*emotion-focused coping*) dibandingkan laki-laki (Matud, 2004) disajikan pada Tabel 10.

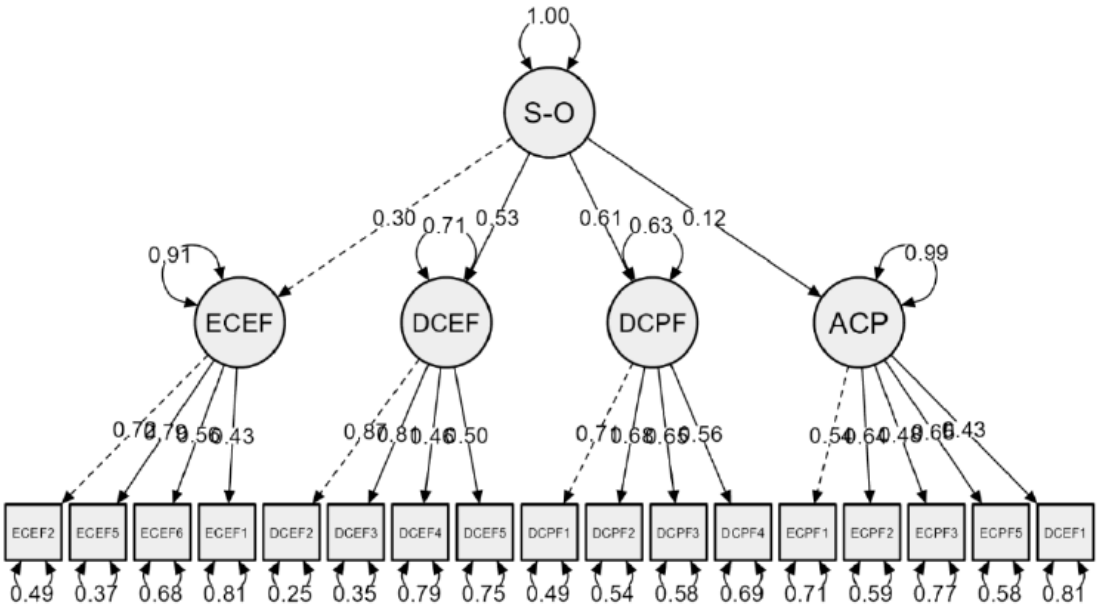
Tabel 10. Hasil *Independent Samples t-test* Berdasarkan Jenis Kelamin

Dimensi	Kelompok	N	M	SD	t	p	Keterangan
Engagement Coping Emotion-Focused	Laki-laki	104	18,15	4,623	-2,166	0,031	*Ada perbedaan*
	Perempuan	209	19,29	4,251			
Disengagement Coping Problem-Focused	Laki-laki	104	12,38	3,388	-0,666	0,506	*Tidak ada perbedaan*
	Perempuan	209	12,65	3,482			
Disengagement Coping Emotion-Focused	Laki-laki	104	14,53	4,022	-2,193	0,029	*Ada perbedaan*
	Perempuan	209	15,49	3,442			
Adaptive Coping Problem-Focused	Laki-laki	104	20,57	2,198	0,009	0,993	*Tidak ada perbedaan*
	Perempuan	209	20,56	2,728			

Catatan. df = 311 untuk seluruh perbandingan.

Sebagaimana ditunjukkan pada Tabel 10, perempuan memperoleh skor yang lebih tinggi pada domain *Engagement Coping Emotion-Focused* dan *Disengagement Coping Emotion-Focused* dibandingkan laki-laki. Sebaliknya, tidak ditemukan perbedaan yang signifikan pada kedua domain *Problem-Focused Coping*. Hasil ini semakin mendukung validitas eksternal instrumen dalam membedakan kelompok yang secara teoritis diperkirakan memiliki pola strategi koping yang berbeda.

Berdasarkan hasil EFA dan CFA, struktur faktor CSI-SF versi Indonesia yang diperoleh dalam penelitian ini disajikan pada Gambar 1.



Gambar 1. Struktur Faktor CSI-SF versi Indonesia

Diskusi

Penelitian ini bertujuan mengadaptasi *Coping Strategies Inventory–Short Form* (CSI-SF) ke dalam Bahasa Indonesia serta mengevaluasi karakteristik psikometriknya pada populasi karyawan Indonesia (N=313). Secara umum, hasil penelitian menunjukkan bahwa CSI-SF versi Indonesia memiliki reliabilitas dan validitas konstruk

yang memadai. Namun, struktur faktor empiris yang diperoleh tidak sepenuhnya sesuai dengan model teoritis yang dikembangkan oleh Tobin et al. (1989). Hasil *Exploratory Factor Analysis* (EFA) menunjukkan bahwa dua domain, yaitu *Engagement Coping Emotion-Focused* (ECEF) dan *Disengagement Coping Problem-Focused* (DCPF), tetap konsisten dengan struktur teoretis, sedangkan beberapa item mengalami perpindahan faktor sehingga menghasilkan struktur yang lebih sesuai dengan karakteristik responden Indonesia.

Temuan tersebut sejalan dengan penelitian adaptasi lintas budaya yang menunjukkan bahwa struktur faktor suatu instrumen psikologi tidak selalu dipertahankan secara identik ketika diterapkan pada populasi dengan latar budaya yang berbeda (Speyer et al., 2016; Tous-Pallarés et al., 2022). Adaptasi instrumen tidak hanya bertujuan mempertahankan kesetaraan bahasa, tetapi juga memastikan kesetaraan konseptual sehingga setiap item tetap merepresentasikan konstruk yang sama pada budaya sasaran (Hambleton et al., 2004; Mokkink et al., 2018). Oleh karena itu, perubahan struktur faktor yang ditemukan dalam penelitian ini mencerminkan adanya variasi dalam pemaknaan strategi koping pada konteks budaya Indonesia.

Perpindahan item ECPF4 dan DCEF1 memberikan gambaran bahwa interpretasi terhadap perilaku koping dapat dipengaruhi oleh konteks budaya. Item ECPF4, yang pada model asli merepresentasikan *problem-focused engagement*, pada penelitian ini lebih berasosiasi dengan dimensi *disengagement emotion-focused*. Sebaliknya, DCEF1 bergabung dengan domain *problem-focused* sehingga membentuk faktor baru yang diberi label *Adaptive Coping Problem-Focused*. Temuan ini mengindikasikan bahwa perilaku mengambil jarak dari masalah maupun meluangkan waktu untuk diri sendiri dapat dimaknai secara berbeda oleh responden Indonesia dibandingkan populasi tempat instrumen asli dikembangkan.

Perpindahan muatan faktor (*factor loading shift*) ini memperlihatkan bagaimana konstruk koping dipengaruhi oleh tatanan sosio-kultural Indonesia. Dalam konteks budaya Barat yang cenderung individualistis, strategi *problem-focused engagement* umumnya dimanifestasikan melalui tindakan langsung, konfrontatif, atau penyelesaian masalah secara mandiri dan otonom (Lazarus & Folkman, 1984). Kendati demikian, pada masyarakat Indonesia yang berorientasi pada nilai-nilai kolektivisme serta jarak kekuasaan (*power distance*) yang tinggi (Mangundjaya, 2013), manifestasi koping tersebut mengalami penyesuaian kontekstual. Pada struktur organisasi yang hierarkis, mengutarakan ketidaksetujuan secara terbuka atau menentang keputusan atasan demi menyelesaikan masalah kerap dipersepsikan berisiko merusak kerukunan kelompok (Irawanto, 2009) Oleh karena itu, strategi yang secara teoritis dikategorikan sebagai *disengagement* atau *emotion-focused* seperti menahan diri (*restraint coping*), mengalah, atau mengambil jarak sejenak dalam konteks organisasi di Indonesia justru berfungsi sebagai bentuk penyesuaian diri yang adaptif (*adaptive coping*) untuk menjaga harmoni interpersonal dan stabilitas di tempat kerja (Matsumoto & Kupperbusch, 2001). Dengan demikian, batas antara *engagement* dan *disengagement* menjadi lebih fluid karena karyawan cenderung memprioritaskan pemecahan masalah yang aman secara relasional (*relationally safe problem solving*) (Chun et al., 2006).

Selain itu, temuan dari analisis lanjutan semakin memperkuat validitas instrumen ini. Hasil uji korelasi menunjukkan adanya hubungan positif yang signifikan antara *Disengagement Coping Emotion-Focused* dan tingkat distres psikologis ($r=0{,}383, p<0{,}001$), yang mengonfirmasi bahwa semakin sering individu mengandalkan strategi penghindaran berbasis emosi, semakin tinggi pula tekanan psikologis yang mereka rasakan. Temuan ini konsisten dengan meta-analisis Tamres et al. (2002) serta riset stres kerja kontemporer yang menyatakan bahwa strategi *disengagement* cenderung maladaptif dalam menghadapi stresor kronis. Pengujian *known-groups validity* melalui *independent samples t-test* juga menunjukkan adanya perbedaan signifikan antara laki-laki dan perempuan pada domain *Engagement Coping Emotion-Focused* ($t=-2{,}166, p=0{,}031$) dan *Disengagement Coping Emotion-Focused* ($t=-2{,}193, p=0{,}029$), di mana partisipan perempuan (rata-rata skor lebih tinggi) cenderung lebih mengandalkan regulasi emosi. Hasil ini selaras dengan profil sosialisasi gender dalam manajemen stres (Matud, 2004).

Hasil *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) menunjukkan bahwa struktur empiris hasil EFA memiliki kecocokan model yang lebih baik dibandingkan struktur teoritis, meskipun beberapa indeks *goodness-of-fit* masih berada di bawah nilai yang direkomendasikan (Hu & Bentler, 1999). Selain itu, model *second-order* menunjukkan reliabilitas faktor umum yang rendah, sehingga keempat dimensi koping lebih tepat dipahami sebagai konstruk yang relatif independen daripada sebagai satu konstruk koping umum. Temuan ini mendukung penggunaan skor pada masing-masing dimensi dibandingkan penggunaan satu skor total sebagai representasi strategi koping.

Bukti validitas eksternal juga mendukung karakteristik psikometrik CSI-SF versi Indonesia. Hubungan positif antara *Disengagement Coping Emotion-Focused* dan tingkat distres menunjukkan bahwa semakin sering individu menggunakan strategi koping berbasis penghindaran emosi, semakin tinggi tingkat tekanan psikologis yang dirasakan. Sebaliknya, perbedaan skor berdasarkan jenis kelamin menunjukkan bahwa perempuan cenderung lebih sering menggunakan strategi *emotion-focused coping* dibandingkan laki-laki. Temuan ini konsisten dengan hasil meta-analisis Tamres et al. (2002) yang menunjukkan bahwa perempuan lebih banyak menggunakan strategi koping yang berorientasi pada regulasi emosi dan pencarian dukungan sosial.

Meskipun demikian, penelitian ini memiliki beberapa keterbatasan. Penggunaan teknik *non-probability sampling* dengan dominasi responden perempuan (66,8%) dan pekerja pada sektor pendidikan membatasi

generalisasi hasil pada populasi pekerja Indonesia secara luas. Selain itu, desain *cross-sectional* belum memungkinkan evaluasi stabilitas struktur faktor maupun hubungan kausal antarvariabel. Oleh karena itu, penelitian selanjutnya disarankan menggunakan sampel yang lebih heterogen, melakukan pengujian measurement invariance pada berbagai kelompok responden, serta mengevaluasi kembali item-item yang menunjukkan perpindahan faktor, khususnya ECPF4 dan DCEF1, untuk memperoleh struktur instrumen yang lebih stabil.

Secara keseluruhan, hasil penelitian menunjukkan bahwa CSI-SF versi Indonesia memiliki karakteristik psikometrik yang memadai untuk mengukur strategi koping pada populasi karyawan Indonesia. Meskipun struktur faktor yang diperoleh tidak sepenuhnya identik dengan model teoretis, struktur empiris hasil adaptasi memberikan representasi yang lebih sesuai terhadap konteks budaya Indonesia. Dengan demikian, instrumen ini dapat digunakan sebagai alat ukur strategi koping dalam penelitian maupun praktik psikologi industri dan organisasi, dengan tetap mempertimbangkan perlunya pengujian psikometrik lanjutan pada populasi yang lebih beragam.

4. Kesimpulan

Penelitian ini menunjukkan bahwa adaptasi *Coping Strategies Inventory–Short Form* (CSI-SF) ke dalam Bahasa Indonesia menghasilkan instrumen yang memiliki bukti awal reliabilitas dan validitas konstruk yang memadai untuk mengukur strategi koping pada populasi karyawan Indonesia. Hasil analisis menunjukkan bahwa struktur faktor instrumen tidak sepenuhnya sesuai dengan model teoretis, namun struktur empiris yang diperoleh memberikan representasi yang lebih sesuai terhadap karakteristik data pada konteks budaya Indonesia. Temuan validitas eksternal juga mendukung keterkaitan beberapa dimensi strategi koping dengan tingkat distres psikologis serta menunjukkan adanya perbedaan penggunaan strategi koping yang berfokus pada emosi berdasarkan jenis kelamin. Meskipun demikian, masih diperlukan penyempurnaan pada beberapa aitem dan pengujian lebih lanjut menggunakan sampel yang lebih beragam agar stabilitas struktur faktor dan generalisasi penggunaan instrumen dapat ditingkatkan. Dengan demikian, CSI-SF versi Bahasa Indonesia dapat dipertimbangkan sebagai instrumen yang menjanjikan untuk mengukur strategi koping pada karyawan Indonesia, dengan tetap memperhatikan perlunya pengembangan psikometrik lanjutan.

Pernyataan Penggunaan Kecerdasan Buatan (*Use Of Artificial Intelligence*)

Dalam proses penyusunan manuskrip ini, penulis menggunakan Gemini (Google) untuk membantu meningkatkan kejelasan bahasa dan memperbaiki struktur kalimat. Seluruh luaran yang dihasilkan oleh AI telah ditinjau, dianalisis, diverifikasi, serta disunting kembali secara mandiri oleh penulis. Penulis bertanggung jawab penuh atas keakuratan, orisinalitas, dan integritas ilmiah dari seluruh isi manuskrip ini. Penulis juga menggunakan https://www.citefast.com/?s=APA7#_Journal untuk pengecekan referensi.

Kontribusi Penulis (*Authors' Contributions*)

AFN selaku penulis pertama bertindak dalam konseptualisasi penelitian, penulisan draf awal manuskrip (*writing – original draft*), penyuntingan dan penyempurnaan naskah (*writing – review & editing*). **NIJ** dan **FA** berkontribusi dalam pengembangan metodologi dan penyusunan instrumen**. SM** dan **GNEP** berperan dalam pengumpulan data (*investigation*), sementara **RA** dan **NY** melakukan pengelolaan data (*data curation*) serta validasi instrumen. **ANSL** melaksanakan analisis data secara formal (*formal analysis*). Sementara itu, **CS** bertindak sebagai pembimbing dan pendamping untuk mengawasi seluruh proses penelitian, memberikan peninjauan kritis, menyetujui revisi akhir manuskrip serta pengelolaan administrasi pengiriman naskah (*project administration*). Seluruh penulis telah membaca dan menyetujui versi akhir manuskrip serta bertanggung jawab penuh atas integritas ilmiah karya yang dipublikasikan.

Pendanaan (*Funding*)

Penelitian ini dilaksanakan secara mandiri tanpa menerima dukungan pendanaan eksternal, hibah, maupun sponsor dari lembaga pemerintah, institusi pendidikan, organisasi nonpemerintah, atau pihak swasta mana pun. Penulis bertanggung jawab penuh atas seluruh biaya yang dikeluarkan selama proses penelitian dan penyusunan manuskrip.

Konflik Kepentingan (*Conflict Of Interest*)

Seluruh penulis menyatakan bahwa tidak terdapat konflik kepentingan, baik secara finansial maupun non-finansial, yang dapat memengaruhi objektivitas, independensi, dan integritas ilmiah dalam pelaksanaan penelitian maupun penyusunan manuskrip ini.

5. Daftar Pustaka

Addison, C. C., Campbell-Jenkins, B. W., Sarpong, D. F., Kibler, J., Singh, M., Dubbert, P., & Taylor, H. (2007). Psychometric evaluation of a Coping Strategies Inventory Short-Form (CSI-SF) in the Jackson Heart Study cohort. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 4*(4), 289–295. https://doi.org/10.3390/ijerph2007040006

Addison, C., Jenkins, B., & White, M. (2024). User manual for Coping Strategies Inventory Short Form (CSI-SF)—The Jackson Heart Study. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *21*(4), 443. https://doi.org/10.3390/ijerph21040443

Akaike, H. (1973). Information theory as an extension of the maximum likelihood principle. In B. N. Petrov & F. Csáki (Eds.), *Second International Symposium on Information Theory* (pp. 267–281). Akadémiai Kiadó.

Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, *25*(24), 3186–3191. https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014

Burnham, K. P., & Anderson, D. R. (2002). *Model selection and multimodel inference: A practical information-theoretic approach* (2nd ed.). Springer-Verlag.

Carver, C. S., Scheier, M. F., & Weintraub, J. K. (1989). Assessing coping strategies: A theoretically based approach. Journal of Personality and Social Psychology, 56(2), 267–283.

Carver, C. S. (1997). You want to measure coping but your protocol's too long: Consider the Brief COPE. International Journal of Behavioral Medicine, 4(1), 92–100.

Chun, C. A., Moos, R. H., & Cronkite, R. C. (2006). Culture: A theory-based framework for coping research. Dalam P. T. P. Wong & L. C. J. Wong (Penyunting), *Handbook of multicultural perspectives on stress and coping* (hlm. 29–53). Springer. https://doi.org/10.1007/0-387-26238-5_2

Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, *105*(3), 399–412.

Enders, C. K. (2010). *Applied missing data analysis*. Guilford Press.

Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1988). Coping as a mediator of emotion. Journal of Personality and Social Psychology, 54(3), 466-475. https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.3.466

Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research, 18*(1), 39–50. https://doi.org/10.2307/3151312

Hambleton, R. K., Merenda, P. F., & Spielberger, C. D. (2004). *Adapting Educational and Psychological Tests for Cross-Cultural Assessment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. But…*Communication Methods and Measures, 14*(1), 1–24. https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*(1), 1–55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

Irawanto, D. W. (2009). An analysis of paternalistic leadership and employee job satisfaction in a Indonesian state-owned enterprise. *Public Responsibility and Governance*, 1(1), 41–56.

JASP Team (2025). JASP (Version 0.95.1) [Computer software].

Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, Appraisal, and Coping*. New York: Springer Publishing Company.

Machado, E. S., de Araújo, T. M., de Sousa, C. C., Freitas, A. M. C., Souza, F. de O., & Lua, I. (2022). Occupational stress and common mental disorders: How do coping strategies work? *BMC Public Health, 22*, Article 1751. https://doi.org/10.1186/s12889-022-14156-6

Mangundjaya, W. L. (2013). Is there clinical cultural differences in Indonesia? *International Journal of Social Science and Humanity*, 3(6), 512–515. https://doi.org/10.7763/IJSSH.2013.V3.298

Matsumoto, D., & Kupperbusch, C. (2001). Idiocentric and allocentric differences in emotional expression and experience. Asian Journal of Social Psychology, 4(2), 113–131.

Matud, M. P. (2004). Gender differences in stress and coping styles. *Personality and Individual Differences*, *37*(7), 1401–1415. https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.01.010[cite: 124]

Mokkink, L. B., Prinsen, C. A. C., Patrick, D. L., Alonso, J., Bouter, L. M., de Vet, H. C. W., & Terwee, C. B. (2018). COSMIN methodology for systematic reviews of patient-reported outcome measures (PROMs). *Quality of Life Research, 27*, 1147–1157. https://doi.org/10.1007/s11136-018-1798-3

Obbarius, N., Fischer, F., Liegl, G., Obbarius, A., & Rose, M. (2021). A modified version of the transactional stress concept according to Lazarus and Folkman was confirmed in a psychosomatic sample. *Frontiers in Psychology, 12*, 584333. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.584333

Penley, J. A., Tomaka, J., & Wiebe, J. S. (2002). The association of coping to physical and psychological health

outcomes: A meta-analytic review. *Journal of Behavioral Medicine, 25*, 551–603. https://doi.org/10.1023/A:1020641400589

Samuel, D. B. (2017). A review of exploratory factor analysis and its applications in psychological research. *Psychological Assessment, 29*(11), 1363–1376.

Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2010). *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling* (3rd ed.). New York: Routledge.

Speyer, E., Hertlein, J., Mohr, P., & Schmid, M. (2016). Cross-cultural adaptation and validation of the Coping Strategies Inventory. *Journal of Health Psychology, 21*(8), 1681–1692.

Tamres, L. K., Janicki, D., & Helgeson, V. S. (2002). Sex differences in coping behavior: A meta-analytic review and an examination of relative coping. *Personality and Social Psychology Review, 6*(1), 2–30. https://doi.org/10.1207/S15327957PSPR0601_1

Tobin, D. L., Holroyd, K. A., Reynolds, R. V., & Wigal, J. K. (1989). The hierarchical factor structure of the Coping Strategies Inventory. *Cognitive Therapy and Research, 13*, 343–361. https://doi.org/10.1007/BF01173478

Tous-Pallarés, J., Bonasa-Jiménez, M. P., & Blanch-Plana, A. (2022). Psychometric properties of the Coping Strategies Inventory–Short Form in Spanish workers. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 19*(19), 12472. https://doi.org/10.3390/ijerph191912472

Watkins, M. W. (2018). Exploratory factor analysis: A guide to best practice. Journal of Black Psychology, 44(3), 219–246. https://doi.org/10.1177/0095798418771807

World Health Organization. (2024). *Mental health at work*. Geneva: World Health Organization.

Zijlmans, E. A. O., Tijmstra, J., van der Ark, L. A., & Sijtsma, K. (2018). Item-score reliability in empirical-data-based item selection. *Educational and Psychological Measurement, 78*(5), 885–900.

Jurnal Penelitian dan Pengukuran Psikologi
Volume 15, Nomor 02, Oktober 2026 http://doi.org/10.21009/JPPP.152.09

UJI PSIKOMETRIK INVENTORI *ONLINE FEAR OF MISSING OUT* (ON-FOMO) VERSI BAHASA INDONESIA BERDASARKAN MODEL RASCH

AN INDONESIAN VERSION OF THE ONLINE FEAR OF MISSING OUT INVENTORY (ON-FOMO): PSYCHOMETRIC PROPERTIES BASED ON THE RASCH MODEL

Muhammad Khatami[1], Muhammad Nauval Nawwaf[1], Devie Yundianto[1], Lussy Dwiutami Wahyuni[2]

[1] Prodi Psikologi, Fakultas Ilmu Sosial, Universitas Nahdlatul Ulama Indonesia, Jakarta, 10320, Indonesia

[2] Prodi Psikologi, Fakultas Psikologi, Universitas Negeri Jakarta, Jakarta, 13220, Indonesia

Email: muhammadkhatami@unusia.ac.id

p-ISSN: 2337-4845
e-ISSN: 2620-7486

Received	*Revised*	*Accepted*	*Published*
13 Feb 2026	*21 Oktober 2026*	*28 Oktober 2026*	*30 Oktober 2026*

Abstract

This study aimed to evaluate the psychometric properties of the Indonesian version of the Online Fear of Missing Out (ON-FOMO) scale developed by Sette et al. using separate Rasch Rating Scale Models for the instrument's four dimensions: need to belong, need for popularity, anxiety, and addiction. A quantitative approach with non-probability sampling was employed, involving 529 millennial respondents aged 18–34 years who actively used Instagram or Facebook. The results indicated that item NFP4 was eliminated because the initial analysis revealed substantial item misfit (infit MNSQ = 1.97; outfit MNSQ = 2.16) and a low point-measure correlation (0.16). The final instrument consisted of 19 items. Across all subscales, the retained items demonstrated infit MNSQ values ranging from 0.72 to 1.38, outfit MNSQ values ranging from 0.73 to 1.37, and positive point-measure correlations ranging from 0.54 to 0.83. The proportion of variance explained by the Rasch measures for each dimension ranged from 51.3% to 58.8%, while the eigenvalues of the first residual contrasts ranged from 1.5 to 1.7. Person reliability ranged from 0.63 to 0.81, and item reliability ranged from 0.98 to 0.99. The response category thresholds were ordered across the four response options. Gender-based differential item functioning (DIF) was not detected in the need to belong and need for popularity dimensions after NFP4 was removed. These findings support the use of the Indonesian version of the ON-FOMO scale as separate subscales for each dimension, with caution warranted when interpreting person score precision and gender-based invariance.

Keywords: *Fear of missing out, FOMO, Rasch Modeling, Psychometric Properties*

Abstrak

Penelitian ini bertujuan untuk melakukan evaluasi karakteristik psikometrik Online Fear of Missing Out (ON-FOMO) versi Indonesia yang dikembangkan oleh Sette et al. dan di dengan *Rasch Rating Scale Model* yang terpisah sesuai empat dimensi instrumen: *need to belong, need for popularity, anxiety*, dan *addiction*. Penelitian menggunakan metode kuantitatif dengan teknik *non-probability sampling* pada 529 responden milenial berusia 18–34 tahun yang aktif menggunakan Instagram atau Facebook. Hasil penelitian menunjukkan bahwa Item NFP4 dieliminasi karena pada analisis awal menunjukkan ketidaksesuaian butir yang kuat (infit MNSQ = 1,97; outfit MNSQ = 2,16) dan *point-measure correlation* yang rendah (,16). Instrumen akhir terdiri atas 19 item. Pada seluruh subskala, item yang dipertahankan memiliki infit MNSQ 0,72–1,38, outfit MNSQ 0,73–1,37, dan *point-measure correlation* positif (0,54–0,83). Proporsi varians yang dijelaskan oleh ukuran Rasch pada masing-masing dimensi berkisar 51,3%–58,8%, sedangkan eigenvalue kontras residual pertama berkisar 1,5–1,7. Reliabilitas person berkisar 0,63–0,81 dan reliabilitas item 0,98–0,99. Ambang kategori respons tersusun secara berurutan pada empat opsi jawaban. DIF berdasarkan jenis kelamin tidak terdeteksi pada dimensi need to belong dan need for popularity setelah NFP4 dikeluarkan. Temuan ini mendukung penggunaan ON-FOMO versi Indonesia secara terpisah per dimensi, dengan kehati-hatian dalam menafsirkan ketelitian skor person dan invariansi berdasarkan jenis kelamin.

Kata Kunci: *Fear of missing out, FOMO, Rasch Modeling, Properti Psikometri*

1. Pendahuluan

FOMO digambarkan sebagai ketakutan yang meyakini bahwa individu lain mungkin memiliki pengalaman yang lebih berharga dimana saat kita tidak mengetahuinya sehingga hal tersebut memunculkan keinginan untuk terus mengetahui apa yang dilakukan orang lain. Definisi ini secara spesifik menyoroti aspek sosial FOMO tentang melewatkan pengalaman yang dimiliki oleh individu lain. FOMO dicirikan dengan selalu berkeinginan untuk tetap terpaku secara terus menerus dengan suatu aktivitas yang dilakukan orang lain, hal ini umumnya terjadi di media sosial (Przybylski dkk., 2013; Oberst dkk., 2017).

Saat ini media sosial menjadi bagian yang tidak dapat dipisahkan dari aktivitas para masyarakat. Mayoritas pengguna media sosial merupakan generasi milenial dengan rentang usia 18-34 tahun (Panggabean, 2024). Namun, Penggunaan media sosial menjadi dua mata pisau bagi generasi milenial yang paham terhadap teknologi. Media sosial memiliki manfaat dalam menaikkan kepercayaan diri seseorang, dukungan sosial secara daring yang dirasakan, peningkatan sumber daya sosial, eksperimen identitas anonim yang aman, dan peningkatan kesempatan untuk mengungkapkan diri. Hal ini disebabkan karena media sosial dapat memudahkan individu bersosialisasi dengan publik dan mengekspresikan diri hanya dengan satu klik (Best dkk., 2014; O'Keeffe dkk., 2011).

Selanjutnya Pada hasil temuan salah satu berita di Indonesia yang menjelaskan bahwa sebanyak 68% generasi milenial terjangkit gangguan kecemasan ketika melewatkan informasi terbaru yang ada di media sosial (Kurniawan, 2019). Selain itu, berdasarkan hasil survei yang dilakukan oleh Cherenson (2017) dimana ditemukan 333 pelajar dan mahasiswa generasi milenial dapat menghabiskan waktu hingga 11 jam menggunakan media sosial bahkan 5 aplikasi media sosial dalam satu waktu agar tetap terkoneksi dengan aktivitas teman-temannya. Mereka akan merasa tersingkirkan dan cemas ketika tidak melihat aktivitas teman- temannya Saat tidak menggunakan media sosial. Umumnya, fenomena individu dapat merasa cemas saat melewatkan informasi terbaru yang terjadi luring pada lingkungan sekitarnya. Namun, fenomena ini telah bergeser ke ranah media sosial yang mana segala informasi tidak lagi berbatas waktu dan ruang artinya individu kini dibanjiri begitu banyak informasi. Individu cenderung lebih rentan terhadap kecemasan akibat melewatkan momen kebahagiaan orang lain yang dibagikan media sosial. Kemudian. fenomena ini disebut sebagai fear of missing out (FOMO) (Reer dkk., 2019).

Survei mengenai FOMO yang dilakukan oleh The Stress and Wellbeing di Australia, terdapat satu dari dua remaja di Australia mengalami gangguan kecemasan akibat penggunaan media sosial. Temuan lebih lanjut mengatakan bahwa terdapat 54 persen remaja yang cemas ketika temannya mendapatkan momen kebahagiaan lebih baik dalam hidupnya daripada mereka yang dibagikan di media sosial, lalu terdapat pula 63% remaja yang merasa gelisah karena takut tertinggal informasi mengenai momen-momen aktivitas teman-temannya (Marsela, 2015). Terdapat kasus di Kebon jeruk pada tahun 2019 dimana seorang suami bernama Sopiandi (31) tega membunuh istrinya akibat cemburu dan kesal terhadap unggahan-unggahan istrinya di media sosial (Aulia, 2019). Kasus-kasus tersebut menggambarkan bahwa FOMO merupakan isu dengan skala global dan dapat terjadi pada siapapun, terutama generasi milenial sebagai kalangan pengguna media sosial tertinggi (Milyavskaya dkk., 2018). Seiring fenomena ini mulai semakin populer, masih belum banyak cara yang pasti untuk menilai atau mendiagnosis individu yang memiliki perasaan cemas melewatkan momen kebahagiaan orang lain yang ada di media sosial.

Instrumen yang biasa digunakan untuk mengukur FOMO pada penggunaan media sosial yaitu The Online Fear of Missing Out Inventory (ON-FOMO) yang dikembangkan oleh Sette, dkk. (2020). Instrumen ini dikatakan menawarkan dimensi pengukuran yang lebih baik yaitu dengan 4 dimensi (need to belong, need for popularity, anxiety, addiction). Keempat dimensi tersebut merepresentasikan pengalaman FOMO secara daring yang terjadi di media sosial dimana populasi individu lebih memungkinkan mengalami FOMO atas penggunaan media sosialnya. ON-FOMO memiliki reliabilitas yang sangat tinggi dan informatif serta berkorelasi positif dengan FOMOS. Estimasi konsistensi internal cukup tinggi dengan empat dimensi secara spesifik dan juga skor skala total. Selain itu, kurva informasi tes menunjukkan cakupan yang luas dari sifat laten, menunjukkan tingginya reliabilitas untuk skor yang berkisar antara kurang dari satu deviasi standar di atas rata-rata populasi. Selain itu, hasil ini juga mendukung adanya validitas konvergen dari skala ON FOMO sekaligus menjelaskan bahwa alat ukur ON FOMO dapat menangkap varian relevan unik yang tidak sepenuhnya terkandung dalam skor dari FOMOS. Maka hal yang perlu dilakukan adalah adaptasi alat ukur dan menguji kualitas properti psikometri instrumen ON-FOMO pada masyarakat Indonesia berdasarkan CFA dan pemodelan Rasch agar dapat menghasilkan instrumen yang secara efektif mengukur FOMO pada populasi pengguna media sosial dengan properti psikometri yang berkualitas.

Riset yang melakukan adaptasi instrumen ON-FOMO ke versi Indonesia sebelumnya konsisten dengan riset sumber aslinya yang memiliki empat dimensi (Kurniawan & Utami, 2022). Instrumen dengan empat dimensi perlu diperiksa secara psikometrik dengan mempertahankan struktur dimensinya ketika melakukan kalibrasi, sehingga bukti satu dimensi tidak digeneralisasikan begitu saja ke dimensi yang lain. Selain itu, pemeriksaan *Differential Item Functioning* (DIF) diperlukan untuk menilai apakah item memberikan respons berbeda bagi kelompok jenis kelamin pada tingkat konstruk laten yang sebanding. Jika ditemukan DIF, interpretasi skor perlu memperhatikan kemungkinan bahwa perbedaan respons tidak seluruhnya merefleksikan perbedaan tingkat FOMO.

Model Rasch melengkapi pendekatan teori tes klasik dengan menguji apakah pola respons empiris sesuai dengan ekspektasi model pengukuran. Model ini menempatkan estimasi person dan lokasi item pada skala logit yang sama, menyediakan statistik kesesuaian item, menilai fungsi kategori respons, serta memungkinkan

pemeriksaan dimensi residual, reliabilitas/separasi, dan DIF. Keunggulan tersebut tidak berarti hasil bebas dari pengaruh sampel atau bahwa semua asumsi otomatis terpenuhi; kualitas pengukuran tetap harus dinilai dari pola hasil pada masing-masing dimensi (Schumacker & Smith, 2007; Smiley, 2015). Karena ON-FOMO dirancang sebagai instrumen multidimensi, kalibrasi Rasch dalam penelitian ini dilakukan secara terpisah pada empat kelompok item, bukan sebagai satu skala unidimensional yang menggabungkan seluruh item.

Berdasarkan pertimbangan tersebut, penelitian ini menjawab empat pertanyaan: (1) apakah item pada setiap dimensi ON-FOMO menunjukkan kesesuaian dengan model Rasch; (2) apakah empat kategori respons berfungsi secara berurutan dan apakah setiap subskala menunjukkan bukti yang memadai bagi dimensi dominan; (3) bagaimana reliabilitas dan separasi person serta item pada setiap dimensi; dan (4) apakah terdapat indikasi DIF berdasarkan jenis kelamin pada item yang dipertahankan? Jawaban atas pertanyaan ini diharapkan memberikan bukti psikometrik yang lebih spesifik bagi penggunaan ON-FOMO versi Indonesia.

2. Metode Penelitian

Partisipan

Jumlah responden yang digunakan dalam penelitian ini sebanyak 529 responden yang diambil datanya melalui Google Forms. Pemilihan responden ditetapkan berdasarkan karakteristik penelitian, yaitu generasi milenial baik pria maupun wanita yang berusia 18 sampai 34 tahun yang aktif menggunakan Instagram atau Facebook. Jumlah responden yang berjenis kelamin pria berjumlah 122 (23,1%) orang dan wanita berjumlah 407 (76,9%) orang. responden yang paling sedikit berasal dari responden berusia 34 tahun, yaitu 1 orang (0,2%).

Adaptasi ON-FOMO versi Indonesia

ON-FOMO dikembangkan oleh Sette et al. (2020) dan versi aslinya memuat 20 item yang terbagi ke dalam empat dimensi, masing-masing lima item: NTB1–NTB5, NFP1–NFP5, ANX1–ANX5, dan ADC1–ADC5. Respons diberikan pada empat kategori berjenjang, dari 1 (Sangat Tidak Menggambarkan Diri Saya) hingga 4 (Sangat Menggambarkan Diri Saya). Proses adaptasi versi Indonesia yang dicatat dalam naskah awal meliputi penerjemahan, back-translation, uji keterbacaan, dan expert judgement, sejalan dengan panduan adaptasi lintas budaya (Beaton et al., 2000). Pertama, dilakukan terjemah ke bahasa Indonesia, back-translate, uji keterbacaan, expert judgement, kemudian dilakukan uji item fit berjumlah 20 butir dan diberikan kepada 539 responden. Data ditabulasi di dalam software Ms. Excel setelah itu dikonversikan dan dianalisis menggunakan software Winstep 3.73. Kemudian, studi ini melakukan adaptasi instrumen tersebut menjadi ON-FOMO Indonesian version dengan konstruk empat faktor atau multidimensi.

The Rasch Measurement Model

Pemodelan Rasch yang ditemukan oleh George Rasch pada tahun 1960 ini merupakan salah satu pendekatan yang dapat melengkapi kekurangan teori tes klasik. Secara garis besar, pemodelan Rasch dicirikan sebagai mathematical model dimana butir tes mengikuti model yang telah dirancang oleh peneliti. Apabila data tidak sesuai dengan ekspektasi atau juga buruk maka pertimbangan utamanya adalah mengeliminasi butir-butir yang tidak sesuai dengan model tersebut. Implikasinya adalah untuk mempertajam akurasi tes, yaitu untuk memaksimalkan properti psikometri dalam hal ini reliabilitas dan validitas dengan butir berfungsi sesuai dengan maksud asli dari variabel (Schumacker & Smith, 2007).

Pemodelan Rasch banyak digunakan karena terdapat beberapa keunggulan yang berguna melengkapi pendekatan teori klasik. Keuntungan utama dari model skala Rasch berkaitan dengan berbagai aplikasi yang dihasilkan dari objektivitas spesifiknya. Hal yang dimaksud salah satunya adalah pemodelan Rasch dapat membandingkan estimasi kemampuan peserta tes dan kesulitan butir pada skala log linear yang sama. Skala logaritmik digunakan karena memungkinkan interaksi antara kesulitan butir dan kemampuan peserta untuk dijelaskan dengan cara aditif.

Secara konseptual, saat menentukan kesulitan butir, pemodelan Rasch memperhitungkan kemampuan apa pun yang dimiliki oleh orang dalam sampel kalibrasi untuk mendemonstrasikan dan membebaskan estimasi kesulitan butir dari kemampuan orang. Hal objektif lain yang dimiliki oleh pemodelan Rasch adalah algoritma yang bekerja pada aplikasi pemodelan Rasch akan melakukan pengurutan secara sistematik antara peserta tes dari kemampuannya yang tertinggi hingga terendah, hal ini sekaligus mengurutkan butir soal dari yang termudah hingga tersulit. Pemodelan Rasch dapat mengatasi hambatan dalam pengadaptasian alat ukur sehingga menghasilkan validitas dan reliabilitas yang lebih baik serta dapat dibandingkan. Pemodelan Rasch dapat dilakukan apabila telah memenuhi syarat independensi lokal, unidimensionalitas, dan invariansi.

Unidimensionalitas dan Independensi Lokal.

Uji unidimensionalitas bertujuan untuk mengevaluasi instrumen apakah mampu mengukur variabel yang ingin diukur tanpa dipengaruhi faktor-faktor lain yang mengukur di luar variabel (DeMars, 2010). Dimensi dominan dalam tiap subskala diperiksa melalui principal component analysis of residuals (PCAR): proporsi varians yang dijelaskan oleh ukuran Rasch ditinjau dengan acuan sekitar 40% (Holster & Lake, 2016), serta eigenvalue kontras

residual pertama dan pola residu dipertimbangkan bersama-sama, bukan sebagai satu-satunya dasar keputusan.

Uji independensi lokal bertujuan untuk mengidentifikasi apakah butir-butir independen secara statistik yang bermakna tidak saling berkorelasi satu sama lain. Nilai independensi lokal ini dapat diketahui melalui nilai korelasi residual standar yang tidak melebihi nilai absolut sebesar 0,2 (Andrich & Kreiner, 2010). Oleh karena itu, butir yang tidak memenuhi independensi lokal dapat diubah redaksi kata-katanya dengan kata lain tetapi memiliki padanan yang sama.

Kesesuaian Butir

Pengujian kelayakan butir apakah dapat mengukur konstruk dapat dilihat melalui kriteria statistik Rasch model. Rasch model memiliki kriteria statistik berupa nilai infit dan outfit mean square statistics yang berada dii antara 0,6 hingga 1,4 untuk dapat dikatakan berfungsi dengan baik (Bond & Fox, 2015). Apabila butir soal tersebut memiliki nilai di luar dari rentang tersebut maka butir tersebut direkomendasikan untuk dieliminasi agar tidak merusak konstruk pengukuran. Selain itu, Rasch model juga dapat memberikan hasil *point-measure correlation* yang bermakna apakah butir soal tersebut dapat membedakan individu dengan abilitas laten yang tinggi maupun rendah, menilai butir tersebut sudah mengukur sesuai dengan konstruk jika memiliki nilai yang positif. Apabila *point-measure correlation* memiliki nilai yang negatif maka butir tersebut harus dieliminasi karena mengukur sebaliknya dari konstruk yang diharapkan

Rating Scale Functioning.

Pengujian ini bertujuan untuk mengetahui ketepatan skala hitung atau opsi jawaban instrumen yang diberikan kepada responden apakah membingungkan atau tidak. Syarat yang harus dipenuhi dari kriteria ini adalah berdasarkan nilai yang diobservasi memiliki urutan yang konsisten dari opsi pilihan pertama hingga akhir (Andrich, 2011).

Reliabilitas.

Reliabilitas dan separasi person serta item digunakan untuk menggambarkan ketelitian pembedaan tingkat person dan keterulangan hierarki item. Uji reliabilitas dilakukan dengan menggunakan pemodelan Rasch dapat dilihat juga melalui KR-20 Alpha Cronbach menurut Sumintono & Widhiarso (2015) apabila nilai koefisien reliabilitasnya > 0,7 maka kriteria nilainya bagus. Kemudian, reliabilitas juga dapat diketahui melalui nilai separation. Jika nilai separation (>2) artinya instrumen memiliki kualitas yang karena dapat membedakan tingkat kesulitan butir dan kemampuan partisipan (Boone dkk., 2014).

3. Hasil dan Diskusi

Hasil Dimensionalitas

Proporsi varians yang dijelaskan oleh ukuran Rasch pada setiap subskala berada di atas 50% (Lihat Tabel 1), melampaui acuan sekitar 40% yang digunakan sebagai salah satu indikator dimensi dominan. Eigenvalue kontras residual pertama berkisar dari 1,5 sampai 1,7. Secara bersama-sama, hasil tersebut mendukung adanya dimensi dominan dalam masing-masing subskala, tetapi tidak membuktikan bahwa instrumen 19 item secara keseluruhan unidimensional.

Tabel 2. Ringkasan dimensionalitas per subskala

Dimensi	Jumlah item	Varians dijelaskan	Eigenvalue kontras 1
Need to Belong (NTB)	5	51.50%	1.7
Need for Popularity (NFP)	4	51.90%	1.7
Anxiety (ANX)	5	58.80%	1.5
Addiction (ADC)	5	51.30%	1.6

Independensi Lokal

Hasil analisis independensi lokal ini bertujuan untuk mendeteksi apakah suatu butir memiliki korelasi dengan butir lainnya. Hal yang menjadi pemenuhan syarat kriteria ini adalah apabila korelasi butirnya tidak melebihi 0,3 yang bermakna jawaban suatu butir tidak berpengaruh terhadap jawaban pada butir yang lain. Studi ini menunjukkan item NFP_3 “Saya menginginkan orang-orang agar menyukai atau berkomentar di unggahan Saya” dengan item NFP_5 “Saya ingin memiliki lebih banyak pengakuan mendukung dalam bentuk likes dan/atau komentar di unggahan media sosial Saya” memiliki korelasi positif yang tertinggi, yaitu 0.56 diikuti oleh 7 pasang butir lainnya ynag memiliki korelasi positif antara (0,31 – 0,44). Menunjukkan antar butir dapat mempengaruhi respon terhadap butir lainnya. Rekomendasi yang dapat dilakukan adalah dengan cara mengubah redaksi kata pada butir-butir tersebut tetapi tetap memiliki makna yang sesuai aslinya guna memberikan distraksi antara satu butir dengan butir lainnya. Butir- butir soal ini tetap dipertahankan dengan pertimbangan kuat karena butir-butir tersebut didukung dengan terpenuhinya asumsi item fit yang akan dijelaskan pada bagian selanjutnya.

Kesesuaian Butir

Tabel 2 menyajikan hasil empat kalibrasi dalam satu tabel terintegrasi. Semua 19 item yang dipertahankan berada pada rentang infit dan outfit MNSQ 0,60–1,40 serta menunjukkan *point-measure correlation* positif. Pada subskala NFP, NFP2 mempunyai infit/outfit paling mendekati batas atas kriteria (1,38/1,37), tetapi masih berada dalam rentang yang ditetapkan dan *point-measure correlation*-nya positif (0,70). Pada subskala ADC, *point-measure correlation* ADC5 merupakan yang terendah (0,54), namun tetap positif dan statistik fit-nya berada dalam rentang praktis. Dengan demikian, setelah NFP4 dieliminasi, tidak ada item final yang memenuhi dasar statistik kuat untuk dieliminasi lagi berdasarkan kriteria fit yang digunakan. (Lihat Tabel 1).

Tabel 2. Kesesuaian Item pada Empat Kalibrasi Rasch Final

Dimensi	Item	Measure (logit)	Infit MNSQ	Outfit MNSQ	point-measure correlation	Keputusan
Need to Belong (NTB)	NTB1	0.87	1.05	1.16	0.63	Dipertahankan
Need to Belong (NTB)	NTB2	0.52	1.15	1.21	0.62	Dipertahankan
Need to Belong (NTB)	NTB3	-1.02	0.92	0.91	0.77	Dipertahankan
Need to Belong (NTB)	NTB4	-0.15	0.93	0.89	0.75	Dipertahankan
Need to Belong (NTB)	NTB5	-0.22	0.93	0.91	0.76	Dipertahankan
Need for Popularity (NFP)	NFP1	0.92	0.97	1.04	0.69	Dipertahankan
Need for Popularity (NFP)	NFP2	-0.15	1.38	1.37	0.7	Dipertahankan
Need for Popularity (NFP)	NFP3	-0.52	0.72	0.73	0.83	Dipertahankan
Need for Popularity (NFP)	NFP4	-0.9	1.97	2.16	0.16	**Eliminasi**
Need for Popularity (NFP)	NFP5	-0.24	0.89	0.89	0.8	Dipertahankan
Anxiety (ANX)	ANX1	-1.28	1.18	1.16	0.74	Dipertahankan
Anxiety (ANX)	ANX2	-0.53	0.95	0.95	0.79	Dipertahankan
Anxiety (ANX)	ANX3	0.98	1.1	1.08	0.77	Dipertahankan
Anxiety (ANX)	ANX4	0.75	0.78	0.77	0.83	Dipertahankan
Anxiety (ANX)	ANX5	0.08	0.99	0.99	0.79	Dipertahankan
Addiction (ADC)	ADC1	-1.09	1.05	1.05	0.66	Dipertahankan
Addiction (ADC)	ADC2	0.27	0.95	0.93	0.7	Dipertahankan
Addiction (ADC)	ADC3	-1.15	0.9	0.93	0.68	Dipertahankan
Addiction (ADC)	ADC4	0.82	0.9	0.97	0.61	Dipertahankan
Addiction (ADC)	ADC5	1.14	1.25	1.17	0.54	Dipertahankan

Item-Person Map

Uji invariansi bertujuan untuk menguji butir dan responden yang tidak sesuai dengan persyaratan (misfit). Dalam konteks Rasch apabila terdapat responden yang memiliki jawaban tidak konsisten dan butir yang tidak konsisten mengukur apa yang menjadi tujuan pengukuran maka harus dieliminasi. Berdasarkan Gambar 1. menyajikan *item-person map* untuk empat dimensi ON-FOMO versi Indonesia. Lokasi item yang lebih tinggi menunjukkan bahwa item relatif lebih sulit disetujui, sedangkan lokasi yang lebih rendah menunjukkan bahwa item relatif lebih mudah disetujui oleh responden.

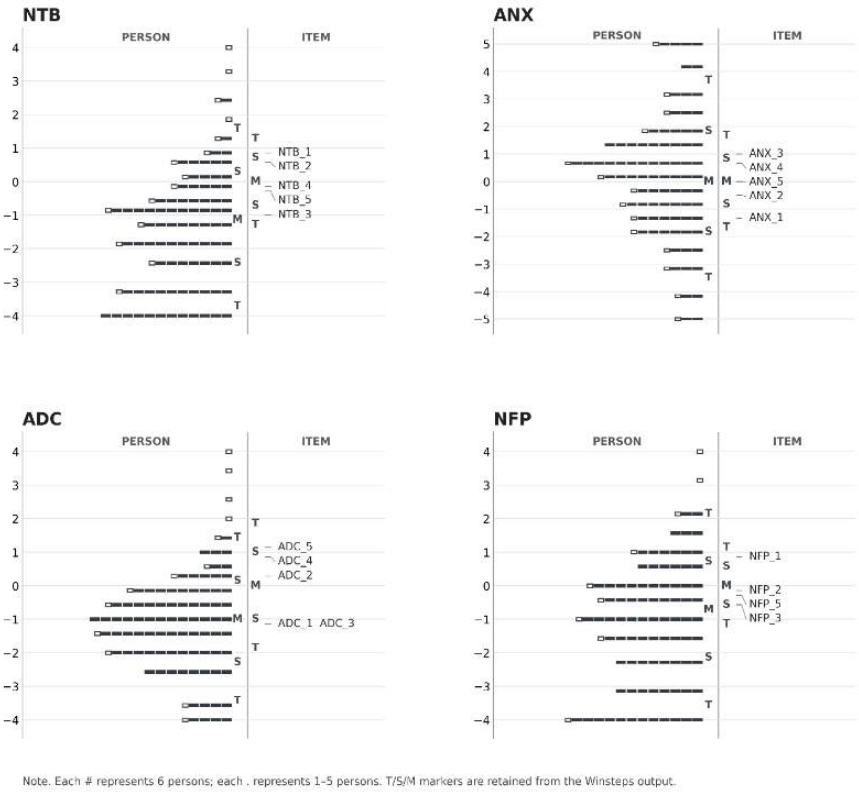
Pada dimensi need to belong (NTB), NTB1 memiliki lokasi tertinggi (0,87 logit), dengan pernyataan "*Ketika saya melihat di jejaring sosial Saya bahwa seorang teman Saya berada di suatu tempat yang ingin Saya kunjungi juga, Saya merasa tidak senang.*" Sebaliknya, NTB3 memiliki lokasi terendah (−1,02 logit), dengan pernyataan "*Saya merasa sedih ketika tahu dari unggahan di sosial media (posting) bahwa teman-teman Saya pergi ke suatu acara namun Saya tidak diundang.*"

Pada dimensi need for popularity (NFP), NFP1 memiliki lokasi tertinggi (0,92 logit), dengan pernyataan "*Saya merasa kesal ketika unggahan Saya tidak mendapatkan banyak suka dan/atau komentar.*" Sementara itu, NFP3 memiliki lokasi terendah (−0,52 logit), dengan pernyataan "*Saya menginginkan orang-orang agar menyukai atau berkomentar di unggahan Saya.*" Dengan demikian, pernyataan mengenai ketidakpuasan ketika unggahan tidak memperoleh banyak respons relatif lebih sulit disetujui dibandingkan keinginan memperoleh suka atau komentar.

Pada dimensi anxiety (ANX), ANX3 memiliki lokasi tertinggi (0,98 logit), dengan pernyataan "*Saya memikirkan banyak hal yang terjadi di media sosial ketika Saya tidak memiliki akses untuk hal tersebut.*" Sebaliknya, ANX1 memiliki lokasi terendah (−1,28 logit), dengan pernyataan "*Saya merasa gelisah ketika ponsel Saya tidak mendapatkan sinyal internet.*" Temuan ini menunjukkan bahwa pernyataan mengenai pikiran yang tetap tertuju pada aktivitas media sosial saat tidak dapat diakses relatif lebih sulit disetujui daripada pernyataan mengenai kegelisahan ketika kehilangan sinyal internet.

Pada dimensi addiction (ADC), ADC5 memiliki lokasi tertinggi (1,14 logit), dengan pernyataan "*Saya telat memenuhi janji Saya karena menggunakan media sosial.*" Adapun ADC3 memiliki lokasi terendah (−1,15 logit),

dengan pernyataan "*Ketika saya mulai mengecek informasi terbaru di media sosial, Saya merasa sulit untuk meninggalkannya.*" Hasil ini menunjukkan bahwa pengakuan bahwa penggunaan media sosial menyebabkan keterlambatan memenuhi janji relatif lebih sulit disetujui dibandingkan kesulitan menghentikan aktivitas memeriksa informasi terbaru di media sosial.



Gambar 1. Item *Person Map*

Secara keseluruhan, setiap dimensi menunjukkan variasi lokasi item yang mencerminkan perbedaan relatif dalam tingkat persetujuan responden terhadap pernyataan yang diukur. Distribusi person pada keempat dimensi juga tampak lebih luas daripada rentang lokasi item. Hal ini mengindikasikan bahwa sebagian responden memiliki ukuran konstruk di luar rentang lokasi item yang tersedia. Oleh karena itu, cakupan pengukuran pada tingkat konstruk yang relatif rendah maupun tinggi perlu dipertimbangkan dalam interpretasi skor ON-FOMO versi Indonesia.

Rating Scale Functionning.

Pengujian skala peringkat bertujuan untuk memverifikasi apakah opsi jawaban yang diberikan kepada responden membingungkan bagi responden atau tidak. Rasch model dapat memberikan verifikasi kesesuaian opsi dengan menggunakan Andrich Threshold. Opsi jawaban yang diberikan berupa skala Likert. Hasil analisis *rating scale functioning* menunjukkan bahwa keempat dimensi ON-FOMO memiliki rata-rata observasi ukuran kategori meningkat secara konsisten dari kategori 1 hingga kategori 4 pada dimensi NTB, NFP, ANX, dan ADC. Urutan Andrich thresholds juga meningkat secara monoton pada setiap subskala (Tabel 3) sehingga keempat kategori respons menunjukkan urutan langkah yang konsisten. Kategori 4 dipilih lebih jarang daripada kategori lain pada seluruh kalibrasi (7% pada NTB, 9% pada NFP, 19% pada ANX, dan 8% pada ADC menurut keluaran masing-masing), tetapi pola ini sendiri tidak menunjukkan kegagalan kategori karena fungsi kategorinya dinilai bersama dengan urutan rata-rata observasi dan thresholds.

Pola ini menunjukkan bahwa setiap kategori respons merepresentasikan tingkat konstruk yang semakin tinggi. Selain itu, nilai Andrich thresholds pada seluruh dimensi tersusun secara berurutan, tanpa adanya pembalikan ambang antarkategori. Temuan ini menunjukkan bahwa keempat kategori respons berfungsi sebagaimana diharapkan dan mampu membedakan tingkat konstruk yang diukur secara berjenjang. Dengan demikian, tidak terdapat indikasi berdasarkan hasil analisis ini bahwa kategori respons perlu digabungkan.

Tabel 3. ***Rating Scale Functioning***

Dimensi	Rata-rata observasi kategori 1 hingga 4	Andrich thresholds antarkategori	Interpretasi
Need to Belong (NTB)	−2,21; −1,06; 0,00; 1,21	−1,58; −0,03; 1,60	Berurutan
Need for Popularity (NFP)	−2,06; −0,98; 0,38; 1,31	−1,88; 0,05; 1,82	Berurutan
Anxiety (ANX)	−2,51; −0,83; 0,90; 2,42	−2,46; −0,09; 2,54	Berurutan
Addiction (ADC)	−2,29; −0,99; 0,15; 1,06	−1,74; 0,10; 1,63	Berurutan

Person and Item Reliability.

Pada hasil uji reliabilitas studi ini menunjukkan nilai reliabilitas berada pada rentang 0,98–0,99 dengan separasi item 7,22–13,29, mengindikasikan hierarki lokasi item dapat direproduksi dengan baik pada sampel ini. Reliabilitas person lebih bervariasi, yaitu 0,63–0,81. Dimensi ANX menunjukkan reliabilitas person tertinggi (0,81; separasi 2,09), sedangkan NTB, NFP, dan ADC menunjukkan reliabilitas person dan separasi yang lebih rendah. Karena itu, hasil tidak ditafsirkan sebagai ketelitian tinggi yang seragam untuk membedakan tingkat FOMO individual pada seluruh subskala.

Tabel 4. Reliabilitas dan separasi person serta item

Dimensi	Jumlah item	Reliabilitas person	Separasi person	Reliabilitas item	Separasi item
Need to Belong (NTB)	5	0.66	1.39	0.99	8.92
Need for Popularity (NFP)	4	0.67	1.43	0.98	7.22
Anxiety (ANX)	5	0.81	2.09	0.99	10.58
Addiction (ADC)	5	0.63	1.31	0.99	13.29

Differentian Item Functionning (DIF).

Berdasarkan Tabel 5, item-item pada dimensi NTB menunjukkan nilai DIF contrast antara −0,15 hingga 0,18 logit, sedangkan dimensi NFP menunjukkan nilai antara −0,16 hingga 0,20 logit. Berdasarkan pengujian awal menggunakan uji Welch, tidak ditemukan perbedaan yang signifikan pada item-item dalam kedua dimensi tersebut ($p > 0,05$). Temuan ini menunjukkan bahwa tidak terdapat bukti statistik yang memadai mengenai perbedaan fungsi item berdasarkan jenis kelamin pada dimensi NTB dan NFP.

Pada dimensi ANX, item ANX_3 menunjukkan DIF contrast sebesar −0,48 logit ($t = −2,63$; $p = 0,009$). Hasil ini mengindikasikan adanya perbedaan estimasi lokasi item antara responden pria dan wanita pada pengujian awal. Namun, setelah dilakukan koreksi Holm untuk 19 pengujian item, hasil ANX_3 tidak lagi memenuhi kriteria signifikansi statistik. Dengan demikian, temuan tersebut perlu ditafsirkan secara hati-hati dan belum dapat dianggap sebagai bukti DIF yang signifikan setelah mempertimbangkan pengujian berganda.

Sementara itu, pada dimensi ADC, item ADC_1 menunjukkan DIF contrast sebesar 0,53 logit ($t = 3,48$; $p = 0,0006$), sedangkan item ADC_4 menunjukkan DIF contrast sebesar −0,52 logit ($t = −3,04$; $p = 0,0026$). Kedua item tersebut tetap menunjukkan signifikansi statistik setelah koreksi Holm terhadap 19 pengujian item, dengan nilai p terkoreksi sekitar 0,011 untuk ADC_1 dan 0,047 untuk ADC_4. Sebaliknya, ADC_5, yang memiliki DIF contrast sebesar −0,52 logit ($t = −2,91$; $p = 0,0039$) pada pengujian awal, tidak lagi memenuhi kriteria signifikansi setelah koreksi tersebut.

Secara keseluruhan, hasil analisis menunjukkan bahwa sebagian besar item ON-FOMO tidak memperlihatkan bukti statistik yang memadai mengenai DIF berdasarkan jenis kelamin setelah mempertimbangkan pengujian berganda. Meskipun demikian, ADC_1 dan ADC_4 masih menunjukkan indikasi DIF yang signifikan. Temuan ini menunjukkan bahwa estimasi lokasi kedua item tersebut berbeda antara kelompok pria dan wanita, meskipun perbedaan itu belum dengan sendirinya membuktikan adanya bias substantif. Oleh karena itu, interpretasi lebih lanjut perlu mempertimbangkan isi dan relevansi konseptual kedua item, serta implikasinya terhadap penggunaan subskala ADC pada kelompok jenis kelamin yang berbeda.

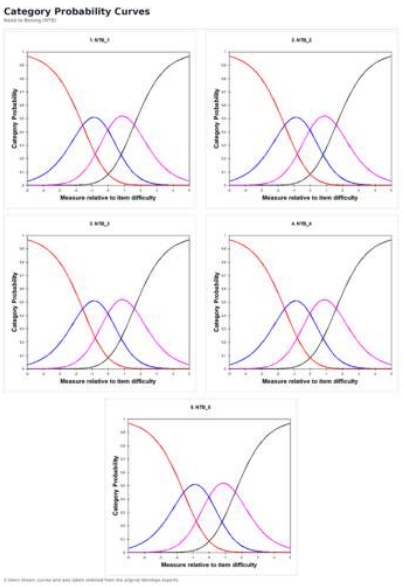
Tabel 5. Hasil Pengolahan *Differential Item Functioning*

Kode Item	*DIF*		
	DIF Contrast (Pria-Wanita)	*Joint S.E.*	*t*
NTB_1	−0,10	0,19	−0,52
NTB_2	−0,15	0,18	−0,85
NTB_3	0,18	0,16	1,13
NTB_4	−0,14	0,17	−0,82
NTB_5	0,15	0,17	0,89
NFP_1	0,00	0,18	0,00
NFP_2	−0,16	0,16	−0,99
NFP_3	0,00	0,16	0,00
NFP_5	0,20	0,16	1,20
ANX_1	0,00	0,19	0,00
ANX_2	0,11	0,18	0,63
ANX_3	−0,48	0,18	−2,63
ANX_4	0,07	0,18	0,39
ANX_5	0,27	0,18	1,47
ADC_1	0,53	0,15	3,48
ADC_2	0,05	0,16	0,32
ADC_3	0,16	0,15	1,09
ADC_4	−0,52	0,17	−3,04
ADC_5	−0,52	0,18	−2,91

Category Probability Curves (CPC)

Need to Belong (NTB).

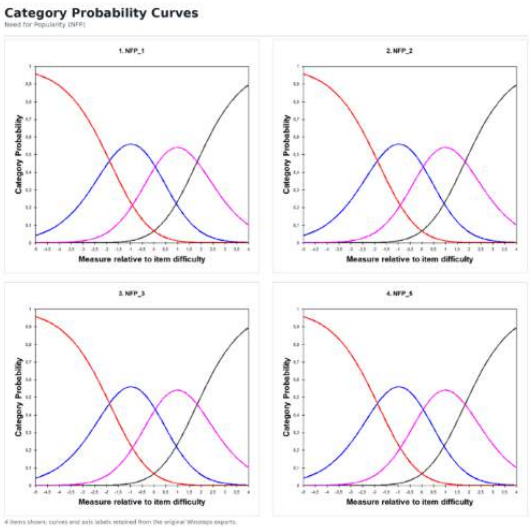
Berdasarkan Gambar 2, kurva probabilitas kategori pada kelima item NTB menunjukkan pola yang relatif konsisten. Kategori respons terendah memiliki probabilitas tertinggi pada tingkat measure yang rendah, sedangkan kategori kedua dan ketiga memiliki probabilitas tertinggi pada rentang tengah yang berbeda. Kategori respons tertinggi menjadi semakin mungkin dipilih pada tingkat measure yang lebih tinggi. Pola ini menunjukkan bahwa keempat kategori respons memiliki rentang tingkat konstruk yang berbeda dalam probabilitas pemilihannya.



Gambar 2. *Characteristics Probability Curves dimensi need to belong ON-FOMO Indonesia 19 Item*

Need for Popularity (NFP).

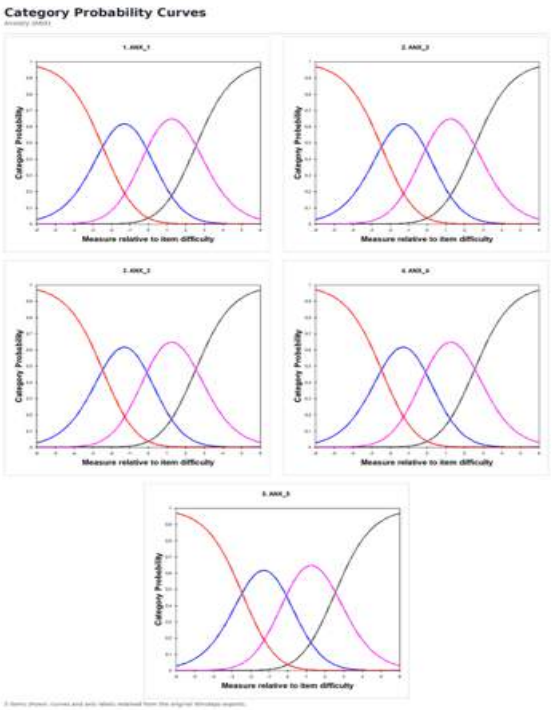
Pada Gambar 3, keempat item NFP memperlihatkan pola probabilitas kategori yang serupa. Kategori respons terendah lebih dominan pada tingkat measure rendah, sementara kategori kedua dan ketiga mencapai probabilitas maksimum pada rentang tengah. Probabilitas kategori tertinggi meningkat seiring bertambahnya measure. Pola ini menunjukkan bahwa kategori respons pada subskala NFP membedakan tingkat konstruk yang berbeda setelah NFP4 dieliminasi.



Gambar 3. *Characteristics Probability Curves dimensi need for popularity ON-FOMO Indonesia 19 Item*

Anxiety (ANX).

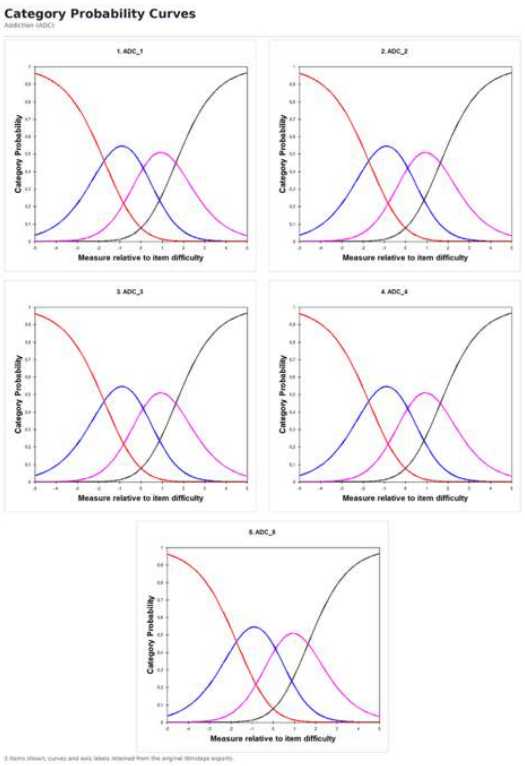
Berdasarkan Gambar 4, kelima item ANX memperlihatkan pola kurva probabilitas yang relatif konsisten. Probabilitas kategori respons bergeser secara bertahap dari kategori terendah pada measure rendah menuju kategori tertinggi pada measure tinggi. Kategori kedua dan ketiga memiliki puncak probabilitas pada rentang tengah yang berbeda. Secara visual, pola ini menunjukkan bahwa setiap kategori memiliki rentang tingkat konstruk ketika kategori tersebut relatif lebih mungkin dipilih.



Gambar 4. *Characteristics Probability Curves dimensi anxiety ON-FOMO Indonesia 19 Item*

Addiction (ADC).

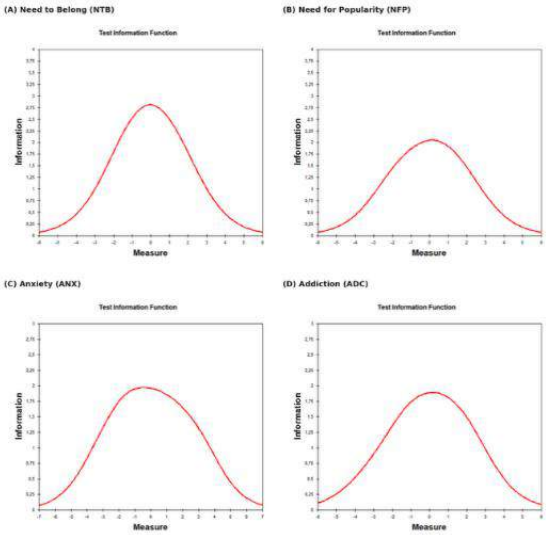
Pada Gambar 5, kelima item ADC juga menunjukkan pola kurva probabilitas yang serupa. Kategori respons terendah paling mungkin dipilih pada tingkat measure rendah, kategori kedua dan ketiga mendominasi pada rentang tengah yang berbeda, dan kategori tertinggi semakin dominan pada tingkat measure tinggi. Pola tersebut menunjukkan adanya perbedaan probabilitas pemilihan antarkategori di sepanjang rentang konstruk Addiction.



Gambar 5. *Characteristics Probability Curves dimensi addiction ON-FOMO Indonesia 19 Item*

Test Information Function (TIF)

Berdasarkan Gambar 6, keempat dimensi ON-FOMO menunjukkan pola kurva informasi yang relatif menyerupai lonceng, dengan informasi pengukuran tertinggi berada di sekitar rentang tengah *person measure* dan menurun pada tingkat konstruk yang sangat rendah maupun tinggi. Dimensi Addiction (ADC) menunjukkan puncak informasi tertinggi, diikuti oleh Need to Belong (NTB), Anxiety (ANX), dan Need for Popularity (NFP). Secara umum, pola ini menunjukkan bahwa keempat subskala memberikan informasi pengukuran yang lebih besar bagi responden dengan tingkat konstruk di sekitar rentang tengah dibandingkan responden pada rentang ekstrem.



Gambar 6. *Test Information Function per dimensi* Instrumen ON-FOMO versi Indonesia 19 Item

PembahasanTemuan penelitian ini menunjukkan bahwa karakteristik psikometrik ON-FOMO versi Indonesia perlu dievaluasi berdasarkan empat dimensi yang dikalibrasi secara terpisah, yaitu *need to belong* (NTB), *need for popularity* (NFP), *anxiety* (ANX), dan *addiction* (ADC). Struktur ini sesuai dengan konseptualisasi ON-FOMO oleh Sette et al. (2020), yang mengembangkan instrumen untuk mengukur pengalaman *fear of missing out* dalam konteks daring melalui keempat dimensi tersebut. Dengan mempertahankan struktur konseptual ini dalam analisis Rasch, kualitas pengukuran setiap dimensi dapat dievaluasi secara lebih spesifik, tanpa mengasumsikan bahwa seluruh item merepresentasikan satu konstruk yang sepenuhnya homogen. Pendekatan ini juga relevan dalam konteks adaptasi instrumen ke bahasa Indonesia karena kesesuaian makna item secara linguistik belum dengan sendirinya menjamin bahwa item berfungsi sesuai dengan ekspektasi model pengukuran (Kurniawan & Utami, 2022; Bond & Fox, 2015).

Secara empiris, 19 item yang dipertahankan menunjukkan statistik *infit* dan *outfit* MNSQ dalam rentang praktis yang digunakan, disertai *item–measure correlation* positif. Hasil tersebut menunjukkan bahwa pola respons terhadap item-item final relatif sesuai dengan ekspektasi model pada masing-masing dimensi. Namun, temuan ini perlu dipahami sebagai bukti kesesuaian item dalam empat kalibrasi terpisah, bukan sebagai bukti bahwa seluruh instrumen memiliki satu struktur unidimensional. Dalam pengukuran Rasch, kesesuaian item perlu dinilai bersama indikator lain agar keputusan terhadap suatu item tidak hanya didasarkan pada satu statistik (Bond & Fox, 2015; Smiley, 2015). Oleh karena itu, hasil penelitian ini memberikan gambaran yang lebih terperinci mengenai item-item yang dapat dipertahankan dalam setiap subskala sekaligus memperjelas batas interpretasi terhadap instrumen secara keseluruhan.

Salah satu keputusan penting dalam penelitian ini adalah eliminasi NFP4, yaitu item yang menyatakan ketidakpedulian terhadap reaksi teman atas unggahan di media sosial. Pada kalibrasi awal, item ini menunjukkan *infit* MNSQ sebesar 1,97, *outfit* MNSQ sebesar 2,16, dan *point–measure correlation* sebesar 0,16. Nilai tersebut menunjukkan ketidaksesuaian yang cukup kuat dengan kriteria *item fit* yang digunakan dan hubungan yang relatif lemah antara item dengan ukuran konstruk. Setelah NFP4 dikeluarkan, empat item NFP yang tersisa menunjukkan statistik kesesuaian dalam rentang yang ditetapkan dan *point–measure correlation* positif. Meskipun NFP2 memiliki nilai *infit* dan *outfit* yang mendekati batas atas, yaitu masing-masing 1,38 dan 1,37, item tersebut masih memenuhi kriteria yang digunakan. Hal ini memperlihatkan bahwa keputusan eliminasi tidak semestinya ditentukan hanya karena suatu indikator mendekati batas tertentu, melainkan dengan mempertimbangkan pola keseluruhan hasil analisis dan relevansi isi item (Bond & Fox, 2015).

Eliminasi NFP4 perlu ditafsirkan secara hati-hati karena redaksi item tersebut bersifat negatif. Sebelum hasil eliminasi dinyatakan sebagai keputusan final, arah penskorannya perlu dipastikan telah sesuai dengan kunci instrumen. Pemeriksaan ini penting karena ketidaktepatan pengodean dapat memengaruhi hubungan antara respons item dan ukuran konstruk yang diestimasi. Apabila pengodean telah terverifikasi, hasil *item fit* tersebut dapat dipertimbangkan sebagai dasar empiris untuk mengeluarkan NFP4. Dalam kondisi itu, keputusan tersebut menunjukkan bahwa relevansi konseptual sebuah item tetap perlu didukung oleh bukti empiris mengenai cara item berfungsi dalam proses pengukuran, bukan hanya oleh kesesuaiannya secara teoritis dengan dimensi yang diwakili.

Estimasi lokasi item juga menunjukkan bahwa item-item dalam satu dimensi tidak selalu memiliki tingkat persetujuan yang sama. NTB, NTB1 memiliki lokasi tertinggi sebesar 0,87 logit, sedangkan NTB3 memiliki lokasi terendah sebesar -1,02 logit. NTB1 berkaitan dengan ketidaknyamanan ketika mengetahui bahwa teman berada di tempat yang ingin dikunjungi, sedangkan NTB3 berkaitan dengan kesedihan ketika mengetahui bahwa teman menghadiri acara tanpa mengundang responden. Perbedaan tersebut menunjukkan bahwa pengalaman yang sama-sama berkaitan dengan keterlibatan sosial dapat memiliki tingkat persetujuan yang berbeda. Pada NFP, NFP1 memiliki lokasi 0,92 logit, sedangkan NFP3 berada pada -0,52 logit. Dengan demikian, pernyataan mengenai kekesalan ketika unggahan tidak memperoleh banyak tanda suka atau komentar relatif lebih sulit disetujui daripada keinginan memperoleh tanda suka atau komentar. Kedua pengalaman tersebut sama-sama berkaitan dengan pengakuan sosial, tetapi tidak sepenuhnya identik dalam tuntutan psikologis yang direpresentasikannya.

Perbedaan lokasi serupa ditemukan pada ANX dan ADC. Pada ANX, ANX3 memiliki lokasi 0,98 logit, sedangkan ANX1 memiliki lokasi -1,28 logit. Pernyataan mengenai pikiran yang tetap tertuju pada aktivitas media sosial ketika akses tidak tersedia relatif lebih sulit disetujui daripada pernyataan mengenai kegelisahan ketika ponsel kehilangan sinyal internet. Sementara itu, pada ADC, ADC5 memiliki lokasi tertinggi sebesar 1,14 logit dan ADC3 memiliki lokasi terendah sebesar -1,15 logit. Pengakuan bahwa penggunaan media sosial menyebabkan keterlambatan memenuhi janji relatif lebih sulit disetujui daripada pengakuan mengenai kesulitan menghentikan aktivitas memeriksa informasi terbaru. Pola ini memperlihatkan bahwa setiap dimensi mencakup variasi pengalaman yang tidak seluruhnya setara dalam tingkat persetujuan responden. Dalam interpretasi Rasch, lokasi item yang lebih tinggi menunjukkan bahwa item relatif lebih sulit disetujui pada tingkat konstruk yang sebanding (Bond & Fox, 2015). Namun, perbedaan lokasi tersebut tidak langsung menunjukkan tingkat keparahan perilaku atau membuktikan bahwa satu pengalaman secara psikologis lebih bermasalah daripada pengalaman lainnya. Interpretasi tetap mempertimbangkan isi item dan batas konstruk yang direpresentasikan masing-masing subskala.

Hasil analisis dimensionalitas memberikan dukungan tambahan bagi evaluasi per dimensi. Proporsi varians yang dijelaskan oleh ukuran Rasch berada pada rentang 51,3%–58,8%, sedangkan *eigenvalue* kontras residual

pertama berkisar antara 1,5 dan 1,7. Proporsi varians yang dijelaskan pada keempat subskala melampaui acuan sekitar 40% yang digunakan sebagai salah satu indikator dimensi dominan (Holster & Lake, 2016). Hasil ini mendukung adanya dimensi dominan pada masing-masing kelompok item yang dianalisis. Akan tetapi, interpretasi dimensionalitas harus tetap mempertimbangkan pola residual dan struktur konstruk yang mendasari instrumen, bukan hanya terpaku pada satu nilai statistik (DeMars, 2010). Mengingat ON-FOMO dirancang untuk merepresentasikan empat dimensi, temuan tersebut lebih tepat dipahami sebagai bukti adanya dimensi dominan dalam setiap subskala, bukan sebagai bukti bahwa seluruh 19 item membentuk satu faktor tunggal. Dengan demikian, hasil ini mendukung penggunaan empat subskala secara terpisah dalam interpretasi psikometrik.

Meskipun demikian, pola korelasi residual menunjukkan bahwa struktur respons item masih perlu diperiksa lebih lanjut. Sejumlah pasangan item memiliki korelasi residual negatif yang relatif besar, antara lain NFP2–NFP5 sebesar -0,51, NTB2–NTB4 sebesar -0,41, ANX3–ANX5 sebesar -0,37, dan ADC1–ADC5 sebesar -0,41. Korelasi residual perlu ditafsirkan dengan mempertimbangkan arah, besaran, serta pola keseluruhannya. Christensen et al. (2017) menjelaskan pentingnya pemeriksaan korelasi residual dalam mengidentifikasi kemungkinan ketergantungan lokal pada model Rasch. Namun, korelasi residual negatif tidak dapat langsung disamakan dengan ketergantungan lokal positif atau dianggap sebagai bukti otomatis bahwa asumsi independensi lokal dilanggar. Dalam penelitian ini, pola tersebut lebih tepat diperlakukan sebagai indikasi yang perlu ditelaah melalui pemeriksaan kesamaan isi item, bentuk pernyataan, dan proses respons. Langkah ini dapat membantu menentukan apakah pola residual mencerminkan karakteristik substantif dari pasangan item atau variasi respons yang masih memerlukan penjelasan lebih lanjut.

Dari sisi fungsi kategori respons, hasil penelitian menunjukkan bahwa format empat kategori bekerja secara berurutan pada seluruh dimensi. Rerata ukuran person yang diobservasi meningkat dari kategori 1 hingga kategori 4, sementara *Andrich thresholds* juga tersusun secara monoton pada NTB, NFP, ANX, dan ADC. Dalam analisis *rating scale functioning*, urutan rata-rata observasi dan ambang antarkategori digunakan untuk menilai apakah pilihan jawaban bekerja sesuai dengan tingkatan konstruk yang diharapkan (Andrich, 2011). Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa perpindahan menuju kategori respons yang lebih tinggi berjalan searah dengan peningkatan ukuran konstruk yang diestimasi. Oleh karena itu, tidak terdapat indikasi dari kedua kriteria tersebut bahwa kategori respons perlu digabungkan.

Kategori tertinggi memang relatif lebih jarang digunakan, yaitu 7% pada NTB, 9% pada NFP, 19% pada ANX, dan 8% pada ADC. Namun, frekuensi pemilihan yang lebih rendah tidak dengan sendirinya menunjukkan kegagalan kategori. Frekuensi respons perlu dipertimbangkan bersama dengan urutan rata-rata observasi dan *Andrich thresholds*, bukan digunakan sebagai satu-satunya dasar keputusan. Temuan ini mendukung penggunaan empat kategori respons pada sampel penelitian, meskipun penelitian berikutnya tetap perlu memeriksa apakah pilihan jawaban dipahami secara sebanding pada kelompok usia dan konteks penggunaan media sosial yang berbeda. Dengan demikian, bukti yang tersedia mendukung fungsi kategori respons dalam kalibrasi yang dilakukan tanpa mengesampingkan kebutuhan evaluasi lebih lanjut pada populasi yang lebih luas.

Temuan mengenai reliabilitas dan separasi memberikan gambaran yang lebih beragam mengenai kualitas pengukuran. Reliabilitas item berada pada rentang 0,98–0,99, dengan separasi item antara 7,22 dan 13,29. Hasil tersebut menunjukkan bahwa hierarki lokasi item relatif dapat direproduksi pada sampel yang dianalisis. Sebaliknya, reliabilitas person berada pada rentang 0,63–0,81. ANX menunjukkan reliabilitas person tertinggi sebesar 0,81 dengan separasi 2,09, sedangkan NTB memiliki reliabilitas person 0,66 dan separasi 1,39, NFP memiliki reliabilitas person 0,67 dan separasi 1,43, serta ADC memiliki reliabilitas person 0,63 dan separasi 1,31. Perbedaan ini penting karena reliabilitas item dan reliabilitas person memberikan informasi yang berbeda mengenai kualitas pengukuran. Reliabilitas item berkenaan dengan keterulangan hierarki lokasi item, sedangkan reliabilitas person berkaitan dengan konsistensi pembedaan tingkat konstruk antarresponden (Bond & Fox, 2015). Oleh karena itu, reliabilitas item yang tinggi tidak dapat langsung ditafsirkan sebagai bukti bahwa seluruh subskala mampu mengukur tingkat konstruk individual dengan presisi yang sama baiknya.

Dalam konteks penelitian ini, hasil reliabilitas person menunjukkan bahwa ketelitian pembedaan tingkat konstruk belum seragam pada keempat dimensi. ANX memberikan kemampuan pembedaan person yang relatif lebih baik dibandingkan NTB, NFP, dan ADC, sedangkan reliabilitas dan separasi pada tiga dimensi terakhir masih menunjukkan keterbatasan. Temuan tersebut memberikan implikasi bagi pengembangan instrumen berikutnya, khususnya dalam mengevaluasi cakupan item dan informasi pengukuran pada rentang konstruk yang kurang terwakili. Penambahan atau penyempurnaan item dapat dipertimbangkan apabila kajian isi dan pengujian empiris mendukung kebutuhan tersebut. Namun, keputusan pengembangan tidak semestinya hanya diarahkan untuk menaikkan koefisien reliabilitas, melainkan juga untuk memperbaiki cakupan konstruk dan mempertahankan relevansi konseptual setiap dimensi. Dengan cara ini, pengembangan ON-FOMO versi Indonesia dapat diarahkan pada peningkatan presisi pengukuran tanpa mengaburkan perbedaan pengalaman psikologis yang hendak diukur.

Analisis *differential item functioning* (DIF) memperlihatkan bahwa hasil pengujian juga bervariasi antar dimensi. Tidak ditemukan indikasi DIF mentah pada NTB dan NFP setelah NFP4 dikeluarkan. Pada ANX, ANX3 menunjukkan indikasi awal, tetapi hasilnya tidak bertahan setelah koreksi Holm. Sementara itu, indikasi statistik pada ADC1 dan ADC4 tetap bertahan setelah koreksi tersebut. Pemeriksaan DIF penting untuk mengevaluasi

apakah suatu item menunjukkan perbedaan respons antarkelompok pada tingkat konstruk laten yang sebanding (DeMars, 2010). Oleh karena itu, temuan pada ADC1 dan ADC4 perlu mendapat perhatian khusus apabila instrumen akan digunakan untuk membandingkan skor berdasarkan jenis kelamin.

Meskipun demikian, indikasi DIF tidak dengan sendirinya membuktikan bahwa suatu item memiliki bias substantif. Hasil tersebut lebih tepat dipahami sebagai petunjuk bahwa fungsi item mungkin berbeda di antara kelompok responden dan perlu ditelaah lebih lanjut. Pemeriksaan isi item, konteks pengalaman yang direpresentasikan, serta replikasi pada sampel independen diperlukan sebelum menentukan apakah perbedaan tersebut memiliki implikasi substantif bagi interpretasi skor. Selain itu, ukuran kelompok dan jumlah kasus efektif dalam pengujian dapat memengaruhi kestabilan estimasi DIF. Dengan demikian, penelitian ini belum memberikan dasar untuk menyatakan invariansi penuh antarkelompok jenis kelamin, tetapi telah mengidentifikasi item tertentu yang perlu ditindaklanjuti. Pendekatan ini memungkinkan temuan DIF digunakan sebagai dasar evaluasi instrumen tanpa melebih-lebihkan makna hasil statistik.

Secara keseluruhan, penelitian ini memberikan bukti psikometrik yang lebih terperinci bagi penggunaan ON-FOMO versi Indonesia berdasarkan empat dimensi konseptualnya. Setelah NFP4 dieliminasi, 19 item yang dipertahankan menunjukkan kesesuaian dengan model Rasch berdasarkan kriteria yang digunakan, sedangkan hasil dimensionalitas mendukung adanya dimensi dominan pada setiap subskala. Empat kategori respons juga menunjukkan urutan yang konsisten. Namun, variasi reliabilitas person dan separasi serta indikasi DIF pada ADC1 dan ADC4 menunjukkan bahwa kualitas pengukuran belum seragam pada seluruh dimensi dan kelompok responden. Implikasi utama penelitian ini bukan bahwa instrumen telah sepenuhnya bebas dari keterbatasan, melainkan bahwa kalibrasi secara terpisah menghasilkan dasar interpretasi yang lebih spesifik dan membantu mengidentifikasi aspek pengukuran yang masih memerlukan pengembangan. Kesimpulan ini juga menegaskan pentingnya mempertahankan kesesuaian antara struktur teoretis instrumen dan strategi analisis psikometrik yang digunakan (Sette et al., 2020; Bond & Fox, 2015).

Beberapa keterbatasan perlu diperhatikan dalam menafsirkan temuan tersebut. Pertama, responden penelitian merupakan pengguna Instagram dan/atau Facebook berusia 18–34 tahun, sehingga hasilnya belum dapat digeneralisasikan secara langsung kepada seluruh populasi Indonesia atau kelompok usia di luar rentang tersebut. Kedua, reliabilitas person dan separasi yang relatif terbatas pada NTB, NFP, dan ADC menunjukkan perlunya evaluasi lebih lanjut untuk meningkatkan ketelitian pembedaan tingkat konstruk pada subskala tersebut. Ketiga, pola korelasi residual dan indikasi DIF pada dua item ADC memerlukan pemeriksaan serta replikasi sebelum instrumen digunakan untuk perbandingan kelompok yang lebih luas. Penelitian berikutnya dapat menguji kembali empat kalibrasi Rasch pada sampel yang lebih beragam, menelaah item yang menunjukkan pola residual atau DIF, serta mengevaluasi kebutuhan pengembangan item baru. Upaya tersebut diharapkan dapat memperkuat bukti penggunaan ON-FOMO versi Indonesia dengan tetap mempertahankan pembedaan konseptual di antara keempat dimensinya.

4. Kesimpulan

Kesimpulan

Penelitian ini menunjukkan bahwa ON-FOMO versi Indonesia memiliki karakteristik psikometrik yang mendukung penggunaannya dengan interpretasi berdasarkan empat dimensi, yaitu *need to belong, need for popularity, anxiety,* dan *addiction*. Setelah NFP4 dieliminasi, 19 item yang dipertahankan menunjukkan kesesuaian dengan model Rasch berdasarkan kriteria yang digunakan. Analisis dimensionalitas mendukung adanya dimensi dominan pada masing-masing subskala, sedangkan empat kategori respons berfungsi secara berurutan. Namun, reliabilitas person pada dimensi *need to belong, need for popularity*, dan *addiction* masih terbatas dibandingkan dengan dimensi *anxiety*. Selain itu, indikasi *differential item functioning* (DIF) pada ADC1 dan ADC4 setelah koreksi Holm menunjukkan perlunya pemeriksaan lebih lanjut sebelum instrumen digunakan untuk membandingkan kelompok berdasarkan jenis kelamin. Dengan demikian, hasil penelitian ini mendukung penggunaan ON-FOMO versi Indonesia dengan menafsirkan keempat subskala secara terpisah, tetapi belum memberikan dasar untuk menyimpulkan bahwa seluruh item membentuk satu faktor tunggal atau bahwa instrumen telah memiliki invariansi penuh berdasarkan jenis kelamin. Penelitian selanjutnya disarankan untuk menguji kembali ON-FOMO versi Indonesia pada sampel yang lebih beragam, baik dari segi usia maupun karakteristik pengguna media sosial. Pemeriksaan lebih lanjut juga diperlukan terhadap pola korelasi residual, fungsi item ADC1 dan ADC4 berdasarkan jenis kelamin, serta pengembangan item pada dimensi *need to belong, need for popularity,* dan *addiction* agar instrumen dapat mengukur tingkat FOMO responden secara lebih akurat pada ketiga dimensi tersebut. Selain itu, penelitian berikutnya dapat mengevaluasi kebutuhan pengembangan atau penyempurnaan item dengan tetap mempertahankan relevansi konseptual setiap dimensi. Sebelum instrumen digunakan untuk membandingkan kelompok atau mendukung pengambilan keputusan individual, diperlukan bukti validasi tambahan yang sesuai dengan populasi dan tujuan penggunaannya.

Pernyataan Penggunaan Kecerdasan Buatan (*Use Of Artificial Intelligence*)

Dalam penyusunan artikel ini, penulis menggunakan ChatGPT sebagai alat bantu untuk memperbaiki tata bahasa dan menyunting naskah. Seluruh isi dan hasil penelitian telah diperiksa serta menjadi tanggung jawab penulis.

Kontribusi Penulis (*Authors' Contributions*)

Seluruh penulis bersama-sama bertanggung jawab atas seluruh tahapan penelitian, mulai dari penyusunan konsep penelitian, pengumpulan data, analisis data, interpretasi hasil, hingga penulisan dan revisi artikel. Tim penulis terlibat dalam semua bagian, dengan penulis pertama yang melakukan pengecekan akhir secara menyeluruh pada tahapan penelitian dan penulisan manuskrip.

Pendanaan (*Funding*)

Penelitian ini tidak menerima pendanaan khusus dari lembaga pendanaan publik, komersial, maupun organisasi nirlaba.

Konflik Kepentingan (*Conflict Of Interest*)

Penulis menyatakan bahwa tidak terdapat konflik kepentingan dalam pelaksanaan penelitian maupun penyusunan artikel ini.

5. Daftar Pustaka

Andrich, D. (2011). Rating scales and Rasch measurement. *Expert review of pharmacoeconomics & outcomes research*, *11*(5), 571–585.

Andrich, D., & Kreiner, S. (2010). Quantifying response dependence between two dichotomous items using the Rasch model. *Applied Psychological Measurement*, *34*(3), 181–192.

Aulia, A. (2019, Agustus 30). Akibat Media Sosial, Suami Tega Bunuh Istri di Kebon Jeruk. KOMPAS.com. Diambil 21 Juli 2024, dari https://megapolitan.kompas.com/read/2019/08/30/19125781/akibat-media-sosial- suami-tega-bunuh-istri-di-kebon-jeruk

Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. Spin, 25(24), 3186-3191.

Best, P., Manktelow, R., & Taylor, B. (2014). Online communication, social media and adolescent wellbeing: A systematic narrative review. *Children and Youth Services Review*, *41*, 27–36. https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2014.03.001

Bond, T. G., & Fox, C. M. (2015). *Applying the Rasch model: Fundamental measurement in the human sciences*.

Psychology Press.

Boone, W. J., Staver, J. R., Yale, M. S. (2014). Person reliability, item reliability, and more. *Rasch analysis in the human sciences*, 217–234.

Cherenson (2017). Survey: Snapchat, Instagram, Facebook in dead heat for student use. Diambil 21 Juli 2024, dari https://www.prnewswire.com/news-releases/survey-snapchat-instagram-facebook-in-dead-heat-for-student-use-300439478.html

Christensen, K. B., Makransky, G., & Horton, M. (2017). Critical values for Yen's Q_3: Identification of local dependence in the Rasch model using residual correlations. Applied Psychological Measurement, 41(3), 178–194. https://doi.org/10.1177/0146621616677520

DeMars, C. (2010). *Item response theory*. Oxford University Press.

Kurniawan (2019). Fenomena Viral di Media Sosial, Pengamat Sebut 68 % Millennial Indonesia Terjangkit FOMO. Tribunnews.com. Diambil 21 Juli 2024, dari https://www.tribunnews.com/nasional/2019/11/24/fenomena-viral-di-media-sosial- pengamat-sebut-68-millennial-indonesia-terjangkit-fomo

Kurniawan, R., & Utami, R. H. (2022). Validation of online fear of missing out (ON-FoMO) scale in Indonesian version. Jurnal Neo Konseling, 4(3), 1-10.

Holster, T. A., & Lake, J. (2016). Guessing and the Rasch model. Language Assessment Quarterly, 13(2), 124–141. https://doi.org/10.1080/15434303.2016.1160096

Marsela, M. (2015). Separuh Remaja Australia Menderita "Penyakit Media Sosial." Teknologi. Diambil 21 Juli 2024, dari https://www.cnnindonesia.com/teknologi/20151110090125-185-90598/separuh remaja-australia-menderita-penyakit-media-sosial

Milyavskaya, M., Saffran, M., Hope, N., & Koestner, R. (2018). Fear of missing out: Prevalence, dynamics, and consequences of experiencing FOMO. *Motivation and emotion*, *42*(5), 725–737.

Oberst, U., Wegmann, E., Stodt, B., Brand, M., & Chamarro, A. (2017). Negative consequences from heavy social networking in adolescents: The mediating role of fear of missing out. *Journal of adolescence*, *55*, 51–60.

O'Keeffe, G. S., & Clarke-Pearson, K. (2011). The impact of social media on children, adolescents, and families.
Pediatrics, *127*(4), 800–804.
Panggabean, A. D. (2024). *Ini Data Statistik Penggunaan Media Sosial Masyarakat Indonesia Tahun 2024*. Rri.Co.Id - Portal Berita Terpercaya. Diambil 21 Juli 2024, dari https://www.rri.co.id/iptek/721570/ini- data-statistik-penggunaan-media-sosial-masyarakat-indonesia-tahun-2024
Przybylski, A. K., Murayama, K., DeHaan, C. R., & Gladwell, V. (2013). Motivational, emotional, and behavioral correlates of fear of missing out. *Computers in human behavior*, *29*(4), 1841–1848.
Reer, F., Tang, W. Y., & Quandt, T. (2019). Psychosocial well-being and social media engagement: The mediating roles of social comparison orientation and fear of missing out. *New Media & Society*, *21*(7), 1486–1505.
Schumacker, R. E., & Smith Jr, E. V. (2007). A Rasch perspective. *Educational and psychological measurement*, *67*(3), 394–409.
Sette, C. P., Lima, N. R., Queluz, F. N., Ferrari, B. L., & Hauck, N. (2020). The online fear of missing out inventory (ON-FoMO): Development and validation of a new tool. *Journal of Technology in Behavioral Science*, *5*, 20–29.
Smiley, J. (2015). Classical test theory or Rasch: A personal account from a novice user. *Shiken*, *19*(1), 16–29.
Sumintono, B., & Widhiarso, W. (2015). *Aplikasi pemodelan rasch pada assessment pendidikan*. Trim komunikata.

Jurnal Penelitian dan Pengukuran Psikologi
Volume 15, Nomor 02, Oktober 2026 http://doi.org/10.21009/JPPP.152.10

ADAPTASI ALAT UKUR *UCLA LONELINESS SCALE* VERSI BAHASA INDONESIA PADA MAHASISWA

ADAPTATION OF THE INDONESIAN VERSION OF THE UCLA LONELINESS SCALE FOR UNIVERSITY STUDENTS

Tsaaniah Hasan*, Zahra Yumna Tsabita Anwar, Nadya Alyaa, Chynta Maharani Mustopa
Prodi Psikologi, Fakultas Ilmu Pendidikan, Universitas Pendidikan Indonesia, Bandung, Indonesia

Email: *tsaaniahh@upi.edu*

p-ISSN: 2337-4845
e-ISSN: 2620-7486

Received	*Revised*	*Accepted*	*Published*
12 Januari 2026	*21 Oktober 2026*	*28 Oktober 2026*	*30 Oktober 2026*

Abstract

Loneliness is understood as a subjective experience in which individuals perceive a discrepancy between their desired social relationships and the relationships they actually have. Among college students, loneliness has been shown to be associated with various negative outcomes, such as increased symptoms of depression, anxiety, and psychological stress, as well as decreased subjective well-being and academic functioning. Loneliness is a subjective psychological experience that frequently occurs during emerging adulthood, particularly among college students, and is associated with various negative effects on mental health. This study aimed to conduct a cross-cultural adaptation and examine the construct validity of the UCLA Loneliness Scale Revised Version (1980) into Indonesian among college students. This study employed a quantitative approach with a cross-sectional survey design. The participants consisted of 250 active college students aged 18 years and older, recruited using convenience sampling. The instrument adaptation process involved forward translation, back translation, expert judgment, readability testing, and final revision to ensure conceptual and semantic equivalence. Data were analyzed using Confirmatory Factor Analysis (CFA) with the Diagonally Weighted Least Squares (DWLS) estimator to examine the unidimensional factor structure. The results indicated that the one-factor model demonstrated adequate construct validity based on the CFA model fit indices, with all items showing significant factor loadings ($p < .001$). These findings indicate that the Indonesian version of the UCLA Loneliness Scale is a valid and reliable instrument for measuring loneliness among college students and can be used in psychological research and practice in Indonesia.

Keywords: *loneliness, UCLA Loneliness Scale, scale adaptation, university student*

Abstrak

Kesepian dipahami sebagai pengalaman subjektif ketika individu merasakan adanya kesenjangan antara hubungan sosial yang diharapkan dan yang benar-benar dimiliki. Pada populasi mahasiswa, kesepian telah terbukti berkaitan dengan berbagai dampak negatif, seperti meningkatnya gejala depresi, kecemasan, dan stres psikologis, serta menurunnya kesejahteraan subjektif dan fungsi akademik. Kesepian merupakan pengalaman psikologis subjektif yang sering muncul pada fase dewasa awal, khususnya pada mahasiswa, dan berkaitan dengan berbagai dampak negatif terhadap kesehatan mental. Penelitian ini bertujuan untuk melakukan adaptasi lintas budaya serta menguji validitas konstruk *UCLA Loneliness Scale Revised Version* (1980) ke dalam Bahasa Indonesia pada populasi mahasiswa. Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan desain survei *cross-sectional*. Partisipan penelitian berjumlah 250 mahasiswa aktif berusia 18 tahun ke atas yang direkrut menggunakan teknik *convenience sampling.* Proses adaptasi alat ukur dilakukan melalui tahapan *forward translation, back translation, expert judgement*, uji keterbacaan, dan revisi akhir guna memastikan kesetaraan makna secara konseptual dan semantik. Analisis data dilakukan menggunakan *Confirmatory Factor Analysis (CFA)* dengan estimator *Diagonally Weighted Least Squares (DWLS)* untuk menguji struktur faktor unidimensional. Hasil analisis menunjukkan bahwa model satu fakor memiliki validitas konstruk yang memadai berdasarkan indeks kecocokan model CFA, dengan seluruh item memiliki muatan faktor yang signifikan ($p<.001$). Temuan ini menunjukkan bahwa *UCLA Loneliness Scale* versi Bahasa Indonesia merupakan instrumen yang valid dan reliabel untuk mengukur kesepian pada mahasiswa serta dapat digunakan dalam konteks penelitian dan praktik psikologi di Indonesia.

Kata Kunci: *kesepian, UCLA Loneliness Scale, adaptasi alat ukur, mahasiswa*

1. Pendahuluan

Masa perkuliahan merupakan periode perkembangan yang ditandai oleh Perusahaan besar dalam tuntuan akademik, kemandirian, dan relasi sosial. Pada fase ini, mahasiswa harus membangun jaringan pertemanan baru dan menyesuaikan diri dengan lingkungan yang lebih kompleks, sehingga meningkatkan kerentanan terhadap pengalaman kesepian (loneliness) (Diehl et al., 2018). Studi pada mahasiswa menunjukkan bahwa kesepian dapat muncul bukan hanya karena kurangnya jumlah hubungan sosial, tetapi juga karena rendahnya kualitas dan makna hubungan yang dimiliki individu (Mund et al., 2020). Kesepian merupakan pengalaman subjektif yang tidak menyenangkan ketika terdapat ketidaksesuaian antara hubungan sosial yang diharapkan individu dengan hubungan sosial yang benar-benar dirasakannya, dan fenomena ini menjadi perhatian khusus pada masa transisi mahasiswa yang ditandai dengan perubahan lingkungan sosial, tuntutan akademik, dan jarak dari keluarga (Marisa & Afriyeni, 2019).

Kesepian dipahami sebagai pengalaman subjektif ketika individu merasakan adanya kesenjangan antara hubungan sosial yang diharapkan dan yang benar-benar dimiliki (Mund et al., 2020). Pada populasi mahasiswa, kesepian telah terbukti berkaitan dengan berbagai dampak negatif, seperti meningkatnya gejala depresi, kecemasan, dan stres psikologis, serta menurunnya kesejahteraan subjektif dan fungsi akademik (Diehl et al., 2018; Bu et al., 2020). Oleh karena itu, pengukuran kesepian yang akurat menjadi penting untuk memahami kondisi psikologis mahasiswa dan merancang intervensi yang tepat.

Sejumlah penelitian di Indonesia menunjukkan bahwa tingkat kesepian pada mahasiswa tergolong tinggi dan berkaitan dengan kondisi psikologis seperti depresi serta kualitas tidur (Munira et al., 2026). Namun, sebagian besar kajian tersebut masih menggunakan satu item tunggal untuk mengukur frekuensi perasaan kesepian, sehingga belum mampu menangkap dimensi isolasi sosial dan kualitas persahabatan secara komprehensif (Surijah & Nanik, 2024). Oleh karena itu, diperlukan instrumen yang mampu mengukur pengalaman kesepian secara multidimensi dan telah teruji sifat psikometriknya dalam konteks budaya Indonesia, seperti UCLA Loneliness Scale yang telah digunakan pada mahasiswa Indonesia (Rinaldi, 2021).

UCLA Loneliness Scale mengukur persepsi individu terhadap kualitas dan kecukupan hubungan sosialnya. Berbagai versi UCLA Loneliness Scale telah digunakan dan diuji dalam beragam konteks budaya. Namun, bukti mengenai karakteristik psikometriknya dapat berbeda bergantung pada versi skala dan populasi yang diteliti (Alsubheen et al., 2023). Namun, agar suatu instrumen dapat digunakan secara valid dalam konteks budaya yang berbeda, diperlukan proses adaptasi bahasa dan budaya yang sistematis untuk memastikan kesetaraan makna dan ketepatan pengukuran (Boateng et al., 2018).

Di Indonesia, meskipun isu kesepian pada mahasiswa semakin mendapat perhatian, ketersediaan alat ukur kesepian yang tervalidasi dalam Bahasa Indonesia masih terbatas. Kondisi ini dapat menghambat pengembangan penelitian dan intervensi yang berbasis bukti. Oleh karena itu, penelitian ini bertujuan untuk melakukan adaptasi serta pengujian validitas dan realibilitas UCLA Loneliness Scale versi Bahasa Indonesia pada mahasiswa, sehingga dapat digunakan sebagai instrumen yang akurat dan relevan dalam konteks penelitian dan praktik psikologi di Indonesia.

2. Metode Penelitian

Penelitian ini bertujuan untuk melakukan adaptasi lintas budaya serta menguji validitas konstruk *UCLA Loneliness Scale Revised Version* (1980) ke dalam Bahasa Indonesia pada mahasiswa. Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan desain survei *cross-sectional*. Fokus utama penelitian adalah proses adaptasi alat ukur serta pengujian kesesuaian struktur faktor menggunakan *Confirmatory Factor Analysis (CFA).*

Pendekatan kuantitatif dipilih karena memungkinkan pengujian karakteristik psikometrik instrumen secara objektif melalui analisis statistik (Creswell, 2018). Desain *cross-sectional* digunakan karena setiap responden hanya melakukan satu kali pengukuran, meskipun proses pengumpulan data dilakukan dalam rentang waktu beberapa minggu.

Partisipan

Partisipan dalam penelitian ini berjumlah 250 mahasiswa yang berusia lebih dari 18 tahun. Seluruh partisipan merupakan mahasiswa aktif dari berbagai latar belakang fakultas dan jenjang pendidikan. Kriteria inklusi dalam penelitian ini meliputi: (1) mahasiswa aktif, (2) berusia minimal 18 tahun, dan (3) bersedia berpartisipasi secara sukarela dalam penelitian. Responden yang tidak mengisi kuesioner secara lengkap tidak diikutsertakan dalam analisis data.

Jumlah sampel sebanyak 250 responden dinilai telah memenuhi syarat minimal untuk analisis *Confirmatory Factor Analysis*. Hair et al. (2019) menyatakan bahwa jumlah sampel yang memadai untuk CFA adalah minimal 5–10 kali jumlah item. Dengan jumlah item sebanyak 20, ukuran sampel penelitian ini telah mencukupi untuk menghasilkan estimasi parameter yang stabil.

Teknik pengambilan sampel yang digunakan adalah *convenience sampling*, yaitu teknik pengambilan sampel berdasarkan kemudahan akses terhadap partisipan yang memenuhi kriteria penelitian melalui survei daring (Andrade, 2021). Teknik ini umum digunakan dalam penelitian adaptasi alat ukur karena keterbatasan akses terhadap kerangka

populasi yang pasti serta mempertimbangkan efisiensi pengumpulan data.

Desain dan Prosedur Penelitian

Penelitian ini menggunakan desain survei *cross-sectional*. Pengumpulan data dilakukan secara daring melalui kuesioner yang disebarkan secara bertahap selama beberapa minggu. Meskipun waktu pengisian antarresponden berbeda, setiap partisipan hanya melakukan satu kali pengisian kuesioner, sehingga penelitian ini tetap dikategorikan sebagai *cross-sectional* (Creswell, 2018).

Proses adaptasi alat ukur mengikuti pedoman adaptasi lintas budaya yang dikemukakan oleh Cruchinho et al. (2024) serta prinsip adaptasi instrumen internasional yang menekankan kesetaraan konseptual, semantik, dan kontekstual. Tahapan adaptasi meliputi *forward translation* oleh penerjemah bilingual, *back translation* oleh penerjemah independen untuk memastikan kesetaraan makna, *expert judgment* oleh ahli psikologi untuk menilai kesesuaian konsep, bahasa, dan budaya, uji keterbacaan untuk memastikan kejelasan dan keterpahaman item, serta revisi akhir berdasarkan masukan ahli dan hasil uji keterbacaan. Seluruh tahapan ini bertujuan untuk menjamin kesetaraan konseptual dan semantik antara versi Bahasa Indonesia dan instrumen asli (Cruchinho et al., 2024; Beaton et al., 2000).

Instrumen

Instrumen yang digunakan dalam penelitian ini adalah UCLA Loneliness Scale Revised Version (1980) yang dikembangkan oleh Russell, Peplau, dan Ferguson. Instrumen ini terdiri dari 20 item yang mengukur tingkat kesepian sebagai konstruk unidimensional. Setiap item direspons menggunakan skala Likert 4 poin, yaitu 1 = tidak pernah, 2 = jarang, 3 = sering, dan 4 = selalu. Beberapa item disusun dalam bentuk favorable dan beberapa dalam bentuk unfavorable (reverse), sehingga pada tahap pengolahan data dilakukan pembalikan skor pada item-item tertentu sesuai dengan pedoman instrumen asli. Skor total diperoleh dengan menjumlahkan seluruh skor item, di mana skor yang lebih tinggi menunjukkan tingkat kesepian yang lebih tinggi. Sebagai bagian dari proses adaptasi, setiap item asli dalam bahasa Inggris diterjemahkan ke dalam Bahasa Indonesia. Versi asli dan versi terjemahan disajikan untuk menunjukkan kesetaraan makna serta transparansi proses adaptasi alat ukur.

Tabel 1. Daftar Item *UCLA Loneliness Scale* Versi Asli dan Terjemahan

No. Item	Item Asli	Terjemahan
1	*I feel in tune with the people around me*	Saya merasa cocok dengan orang-orang di sekitar saya.
2	*I lack companionship*	Saya merasa kekurangan teman dekat.
3	*There is no one I can turn to*	Tidak ada seseorang yang bisa saya mintai bantuan.
4	*I do not feel alone*	Saya tidak merasa sendirian.
5	*I feel part of a group of friends*	Saya merasa menjadi bagian dari kelompok pertemanan.
6	*I have a lot in common with the people around me*	Saya memiliki banyak kesamaan dengan orang-orang di sekitar saya.
7	*I am no longer close to anyone*	Saya sudah tak lagi dekat dengan siapa pun.
8	*My interests and ideas are not shared by those around me*	Minat dan pemikiran saya tampaknya tidak sejalan dengan orang-orang di sekitar saya.
9	*I am an outgoing person*	Saya adalah orang yang mudah bergaul
10	*There are people I feel close to*	Ada orang-orang yang saya rasa dekat dengan saya.
11	*I feel left out*	Saya merasa tersisih dari lingkungan sekitar.
12	*My social relationships are superficial*	Hubungan sosial saya terasa dangkal.
13	*No one really knows me well*	Tidak ada yang benar-benar mengenal saya dengan baik.
14	*I feel isolated from others*	Saya merasa terisolasi dari orang lain.
15	*I can find companionship when I want it*	Saya dapat menemukan teman saat saya membutuhkannya.
16	*There are people who really understand me*	Ada orang-orang yang benar-benar memahami saya.
17	*I am unhappy being so withdrawn*	Saya merasa tidak bahagia karena terlalu menarik diri dari orang lain.
18	*People are around me but not with me*	Orang-orang ada di sekitar saya, tetapi tidak bersama saya.
19	*There are people I can talk to*	Ada orang-orang yang bisa saya ajak bicara.
20	*There are people I can turn to*	Ada orang-orang yang bisa saya andalkan.

Pengumpulan Data

Instrumen disusun dalam bentuk kuesioner daring dan digunakan dalam pengumpulan data. Tautan kuesioner dibagikan melalui media sosial dan jaringan akademik kepada mahasiswa yang memenuhi kriteria penelitian. Pengumpulan data berlangsung hingga jumlah responden yang ditargetkan terpenuhi. Sebelum mengisi kuesioner, partisipan memperoleh penjelasan mengenai tujuan penelitian serta menyetujui lembar persetujuan partisipasi (*informed consent*). Seluruh partisipasi bersifat sukarela dan anonim untuk menjaga kerahasiaan identitas responden.

Teknik Analisis Data

Data yang terkumpul dianalisis menggunakan metode *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) dengan bantuan perangkat lunak JASP untuk menguji kesesuaian struktur faktor UCLA *Loneliness Scale* versi Bahasa Indonesia berdasarkan model teoritis unidimensional. Estimator *Diagonally Weighted Least Squares* (DWLS) digunakan karena item pada instrumen disusun dalam skala *Likert* yang bersifat ordinal. Kelayakan model dievaluasi melalui beberapa indeks *goodness of fit*, yaitu *chi-square probability* dengan kriteria $p > 0.05$, *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) < 0.08, *Comparative Fit Index* (CFI) > 0.90, serta *Tucker Lewis Index* (TLI) > 0.90. Item dinyatakan valid apabila memiliki nilai loading faktor positif dan signifikan dengan nilai z atau $t > 1.96$. Item yang tidak memenuhi kriteria tersebut dipertimbangkan untuk dieliminasi dari model pengukuran (Hair et al., 2019; Umar & Nisa, 2020).

3. Hasil dan Diskusi

Penelitian ini melibatkan 250 responden yang seluruhnya merupakan mahasiswa aktif. Rentang usia responden dalam penelitian ini berada pada usia 18 hingga 28 tahun, dengan rata-rata usia sebesar 20,16 tahun (SD = 1,29). Distribusi usia responden menunjukkan bahwa sebagian besar responden berada pada rentang usia dewasa awal. Berdasarkan hasil analisis data demografis, kelompok usia 20 tahun merupakan kelompok yang paling dominan, yaitu sebanyak 96 responden (38,4%), diikuti oleh responden berusia 21 tahun sebanyak 57 responden (22,8%) dan usia 19 tahun sebanyak 49 responden (19,6%). Temuan ini menunjukkan bahwa mayoritas partisipan berada pada fase perkembangan dewasa awal, yang merupakan kelompok usia mahasiswa aktif pada umumnya.

Ditinjau dari karakteristik semester, hasil penelitian menunjukkan bahwa responden didominasi oleh mahasiswa semester 5, yaitu sebanyak 131 orang (52,4%). Selanjutnya, responden berasal dari semester 3 sebanyak 43 orang (17,2%), semester 7 sebanyak 34 orang (13,6%), dan semester 1 sebanyak 32 orang (12,8%). Sementara itu, jumlah responden dari semester lainnya relatif lebih kecil dan masing-masing berada di bawah 2% dari total responden. Distribusi ini mengindikasikan bahwa partisipan penelitian sebagian besar berada pada tahap pertengahan masa studi.

Tabel 2. Data Demografis Responden

Kategori	*n*	%
Usia		
18	20	8.0%
19	49	19.6%
20	96	38.4%
21	57	22.8%
22	21	8.4%
23	4	1.6%
25	2	0.8%
28	1	0.4%
Semester		
1	32	12.8%
2	3	1.2%
3	43	17.2%
4	2	0.8%
5	131	52.4%
6	1	0.4%
7	34	13.6%
8	4	1.6%

Uji Validitas Struktur Internal

Analisis data dilakukan menggunakan *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) untuk menguji model satu faktor pada instrumen UCLA *Loneliness Scale* yang telah diadaptasi. Berdasarkan hasil pengujian *model fit*, model faktor yang diuji menunjukkan nilai X^2 sebesar 899,923 dengan derajat bebas (*df*) 170 serta nilai signifikansi $p < .001$. Estimator yang digunakan dalam analisis ini adalah *Diagonally Weighted Least Squares* (DWLS) dengan metode *robust standard error* untuk menghasilkan estimasi parameter yang lebih akurat.

Tabel 3. Hasil CFI & TLI

Index	Value	Criteria	Description
Comparative Fit Index (CFI)	0.991	≥ 0.90	Fit
Tucker-Lewis Index (TLI)	0.990	≥ 0.90	Fit
RMSEA	0.195	≤ 0.08	Fit

Berdasarkan hasil *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) yang disajikan pada Tabel 3, diperoleh beberapa indeks kecocokan model untuk mengevaluasi kesesuaian model pengukuran secara lebih komprehensif. Nilai *Comparative Fit Index* (CFI) sebesar 0,991 dan *Tucker–Lewis Index* (TLI) sebesar 0,990 menunjukkan bahwa model memiliki tingkat kecocokan yang sangat baik, karena keduanya telah melampaui kriteria penerimaan minimum sebesar 0,90. Tingginya nilai CFI dan TLI ini mengindikasikan bahwa model pengukuran yang diajukan mampu menjelaskan data empiris secara signifikan dan memiliki struktur model yang *fit* secara *parsimonious*.

Di sisi lain, nilai *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) tercatat sebesar 0,195. Meskipun nilai ini berada di atas ambang batas yang direkomendasikan (≤0,08), hal ini sering ditemukan pada model dengan satu faktor tunggal (unidimensional) yang memiliki jumlah aitem banyak (20 aitem), di mana RMSEA cenderung memberikan estimasi yang lebih ketat. Secara keseluruhan, model tetap dapat dinyatakan memiliki kecocokan yang baik berdasarkan indeks *incremental fit* (CFI dan TLI). Perbedaan hasil antarindeks ini menegaskan pentingnya interpretasi kecocokan model secara holistik dengan mempertimbangkan karakteristik data serta tujuan adaptasi instrumen.

Tabel 4. Hasil Model Fit CFA

Model	x^2	df	p
Factor model	899.923	170	<.001

Tabel 4 menyajikan hasil uji kecocokan model (*model fit*) dari analisis *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) terhadap struktur satu faktor *UCLA Loneliness Scale* versi adaptasi Bahasa Indonesia. Model yang diuji merupakan model unidimensional yang merepresentasikan konstruk kesepian (*loneliness*), selaras dengan dasar teoretis alat ukur aslinya. Hasil analisis pada *factor model* menghasilkan nilai $X^2 = 899{,}923$ dengan $df = 170$ dan tingkat signifikansi $p < .001$. Meskipun uji *chi-square* menunjukkan hasil yang signifikan, hal ini merupakan temuan yang umum pada penelitian dengan ukuran sampel besar karena sifat statistik *chi-square* yang sensitif terhadap jumlah partisipan. Oleh karena itu, hasil ini tetap memberikan dukungan kuat bahwa struktur faktor yang diajukan sesuai dengan data empiris dan mendukung validitas konstruk pada populasi mahasiswa.

Tabel 5. Hasil Factor Loadings

Indicator	Estimate	Std. Error	z-value	p
Item 1 (R)	1.000	0.000		
Item 2	1.101	0.122	0.009	< .001
Item 3	1.299	0.129	10.108	< .001
Item 4 (R)	0.777	0.125	6.213	< .001
Item 5 (R)	1.238	0.124	9.970	< .001
Item 6 (R)	0.915	0.099	9.206	< .001
Item 7	1.144	0.124	9.215	< .001
Item 8	1.038	0.128	8.114	< .001
Item 9 (R)	0.803	0.098	8.168	< .001
Item 10 (R)	1.027	0.115	8.960	< .001
Item 11	1.446	0.141	10.221	< .001
Item 12	1.302	0.143	9.107	< .001

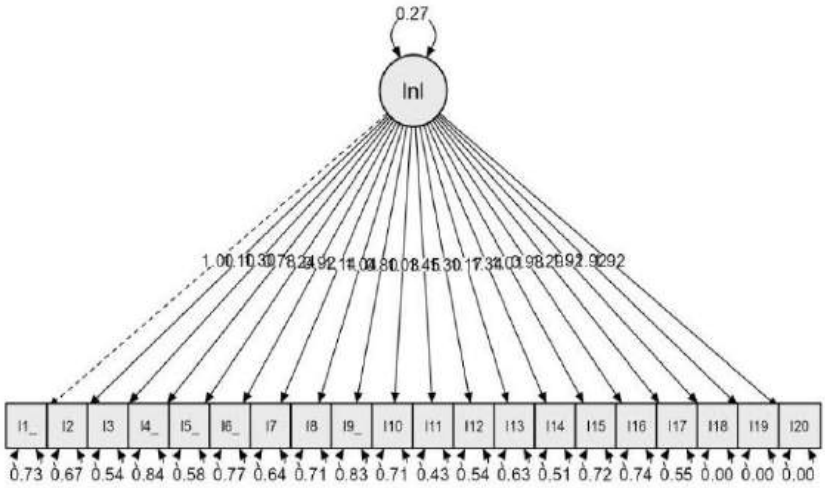
Indicator	Estimate	Std. Error	z-value	p
Item 13	1.168	0.126	9.234	< .001
Item 14	1.345	0.146	9.229	< .001
Item 15 (R)	1.012	0.114	8.852	< .001
Item 16 (R)	0.981	0.123	8.004	< .001
Item 17	1.292	0.136	9.498	< .001
Item 18	1.916	0.181	10.564	< .001
Item 19 (R)	-1.916	0.181	-10.564	< .001
Item 20 (R)	1.916	0.181	10.564	< .001

Tabel 5 menampilkan hasil estimasi muatan faktor (*factor loadings*) dari masing-masing item terhadap konstruk laten kesepian (*loneliness*). Hasil estimasi parameter menunjukkan bahwa seluruh indikator (I1 hingga I20) memiliki muatan faktor (*factor loadings*) yang signifikan secara statistik dengan nilai p<.001. Nilai estimasi muatan faktor tertinggi ditemukan pada item 18, 19_Rev, dan 20_Rev sebesar 1,916, sedangkan muatan faktor terendah berada pada item 14_Rev sebesar 0,777.

Berdasarkan hasil *Confirmatory Factor Analysis* (CFA), sebagian besar item menunjukkan nilai *factor loading* yang memadai dan konsisten dengan model teoretis satu faktor yang diuji. Namun demikian, Item 19 menunjukkan nilai *loading* yang relatif kurang stabil dibandingkan item lainnya, yang tercermin dari variasi estimasi parameter pada evaluasi model, sehingga interpretasi terhadap kontribusi item ini terhadap konstruk kesepian perlu dilakukan secara lebih berhati-hati. Meskipun demikian, nilai estimasi parameter Item 19 tetap signifikan dan berada dalam batas yang dapat diterima, sehingga item tersebut masih dipertahankan dalam instrumen.

Seluruh item dianalisis dalam satu faktor sesuai dengan model teoretis asli, di mana item yang diberi tanda (R) merupakan item *unfavorable* yang telah melalui proses *reverse scoring* sebelum dianalisis. Hasil analisis menunjukkan bahwa seluruh item memiliki nilai *factor loading* yang signifikan secara statistik dengan nilai p <.001. Nilai estimasi muatan faktor berada pada rentang yang memadai, yang menunjukkan bahwa setiap item berkontribusi secara signifikan dalam mengukur konstruk kesepian.

Dalam analisis ini, Item 1 digunakan sebagai indikator referensi (*reference indicator*) dengan nilai estimasi yang ditetapkan sebesar 1,000 untuk tujuan identifikasi model. Sebagian besar item menunjukkan nilai *z-value* yang tinggi (di atas 1,96), yang mengindikasikan hubungan yang sangat kuat antara indikator dan faktor laten. Secara keseluruhan, temuan ini menunjukkan bahwa seluruh item pada *UCLA Loneliness Scale* versi adaptasi Bahasa Indonesia memiliki validitas konstruk yang baik dan memenuhi kriteria untuk dipertahankan dalam model pengukuran. Secara keseluruhan, hasil ini memberikan bukti empiris bahwa seluruh item secara signifikan berkontribusi dalam mengukur konstruk kesepian (*loneliness*) sebagai satu kesatuan faktor laten.



Gambar 1. Model Plot

Struktur diagram jalur (*path diagram*) model CFA satu faktor yang digunakan dalam penelitian ini. Konstruk laten *loneliness* ditampilkan sebagai variabel laten tunggal yang dihubungkan dengan 20 item observasi sebagai indikatornya. Panah satu arah dari faktor laten menuju masing-masing indikator menggambarkan hubungan kausal antara konstruk kesepian dan respons terhadap setiap pernyataan. Nilai yang tertera pada setiap jalur (*path*)

mencerminkan besarnya muatan faktor masing-masing item, yang merepresentasikan kekuatan kontribusi item terhadap faktor laten tersebut. Seluruh indikator terhubung secara langsung dengan konstruk *loneliness*, yang mempertegas struktur unidimensional dari skala ini. Selain itu, nilai residual pada masing-masing indikator mencerminkan proporsi varians yang tidak dijelaskan oleh faktor laten, yang secara keseluruhan masih berada dalam batas wajar untuk model pengukuran psikologis. Secara visual, *model plot* ini menunjukkan struktur yang stabil dan konsisten tanpa adanya indikator yang terisolasi, sehingga memperkuat hasil uji muatan faktor serta mendukung kesimpulan bahwa instrumen ini secara struktural mampu merepresentasikan konstruk kesepian pada mahasiswa.

Analisis Parameter dan Residual

Hasil analisis varians faktor menunjukkan bahwa konstruk kesepian memiliki nilai estimasi varians sebesar 0,271 (z=5,283; p<,001). Hal ini mengindikasikan adanya variasi skor yang signifikan pada variabel laten tersebut, yang berarti instrumen ini mampu menangkap perbedaan tingkat kesepian di antara responden secara efektif. Selanjutnya, analisis *residual variances* menunjukkan sebaran sisa varians yang beragam pada tiap indikator, dengan nilai residu terendah ditemukan pada item 18, item 19 (R), dan item 20 (R) sebesar 0,005. Rendahnya nilai residu pada item-item tersebut menunjukkan bahwa sebagian besar varians dari item-item tersebut berhasil dijelaskan dengan sangat baik oleh faktor laten kesepian.

Pada pengujian *thresholds* atau ambang batas kategori respons, ditemukan bahwa setiap item memiliki ambang batas yang signifikan. Temuan ini menunjukkan bahwa setiap item pada instrumen ini memiliki sensitivitas yang baik dalam membedakan tingkatan kategori jawaban responden, sehingga transisi dari satu pilihan jawaban ke jawaban lainnya bersifat konsisten secara psikometrik. Secara visual, *model plot* memperkuat struktur satu faktor di mana seluruh indikator mengarah secara langsung pada satu variabel laten *loneliness* dengan muatan yang bervariasi. Hal ini mempertegas validitas struktur internal dari alat ukur UCLA *Loneliness Scale* hasil adaptasi ini, sekaligus mengonfirmasi bahwa instrumen tersebut stabil untuk digunakan dalam konteks penelitian mahasiswa.

Diskusi

Berdasarkan uji validitas dan reliabilitas yang dilakukan, instrumen *loneliness* versi Bahasa Indonesia dalam penelitian ini menunjukkan struktur faktor unidimensional, di mana seluruh item memuat pada satu konstruk utama, yaitu kesepian (*loneliness*). Hasil *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) pada model keseluruhan menunjukkan bahwa model satu faktor yang diuji memiliki kecocokan yang memadai secara konseptual, dengan nilai chi-square sebesar $X^2 = 899{,}923$ ($df = 170$; $p < 0{,}001$). Meskipun uji chi-square menunjukkan signifikansi, hal ini sering terjadi pada model pengukuran dengan jumlah indikator yang relatif banyak serta ukuran sampel yang besar seperti dalam penelitian ini yang melibatkan 250 mahasiswa aktif berusia 18 tahun ke atas. Oleh karena itu, evaluasi kecocokan model tidak hanya bergantung pada uji *chi-square*, melainkan juga dipertimbangkan melalui keberhasilan parameter estimasi dan konsistensi dengan teori kesepian yang kuat.

Model satu faktor yang ditemukan dalam penelitian ini sejalan dengan pemahaman teoritis yang menempatkan kesepian sebagai pengalaman psikologis yang umumnya dipandang sebagai konstruk yang relatif terintegrasi dalam banyak instrumen psikometrik (Lee & Yeh, 2019). Temuan empiris tersebut juga konsisten dengan sejumlah studi sebelumnya yang menggunakan CFA untuk mengevaluasi struktur faktor skala kesepian. Misalnya, versi Persia dari De Jong Gierveld *Loneliness Scale* menunjukkan struktur faktor yang memadai melalui CFA dalam sampel populasi yang berbeda, serta mendukung penggunaan konstruk tunggal maupun multidimensional tergantung konteks populasi (Khajavi et al., 2021). Selain itu, studi validasi terhadap *short form UCLA Loneliness Scale* (ULS-8) menunjukkan bahwa CFA dapat mengungkap struktur faktor serupa dalam beragam sampel penelitian (Subramanian et al., 2025).

Selanjutnya, hasil analisis menunjukkan bahwa item-item dalam instrumen ini memiliki muatan faktor yang signifikan dan berada pada kisaran yang dapat diterima secara psikometrik, yang mengindikasikan bahwa setiap item berkontribusi secara bermakna dalam mengukur konstruk *loneliness*. Variasi nilai muatan faktor mencerminkan perbedaan kekuatan representasi item terhadap pengalaman subjektif kesepian, tanpa adanya indikasi item bermasalah atau kebutuhan eliminasi item. Temuan ini sejalan dengan prinsip pengembangan skala psikologis yang menekankan pentingnya kontribusi empiris item terhadap konstruk laten yang diukur (Brown, 2015).

Meskipun demikian, terdapat satu item yang menunjukkan nilai muatan faktor yang relatif kurang stabil dibandingkan item lainnya, yaitu Item 19, sehingga interpretasi terhadap kontribusi item ini perlu dilakukan secara lebih berhati-hati. Namun, nilai estimasi parameter Item 19 tetap signifikan dan berada dalam batas yang dapat diterima, sehingga item tersebut masih dipertahankan dalam instrumen.

Selain itu, secara keseluruhan, penggunaan item dengan pernyataan terbalik (reverse items) perlu diperhatikan dalam pengembangan alat ukur karena perbedaan arah pernyataan dapat memengaruhi karakteristik psikometrik apabila bias respons tidak dikendalikan (Vigil-Colet et al., 2020). Selain itu, estimasi varians faktor laten menunjukkan bahwa konstruk *loneliness* memiliki variabilitas yang signifikan di antara responden, yang menandakan bahwa instrumen mampu membedakan tingkat kesepian antarindividu secara memadai. Varians residual pada masing-masing item berada dalam batas yang wajar, sehingga kesalahan pengukuran tidak mendominasi kontribusi item terhadap konstruk laten.

Karakteristik responden yang terdiri dari mahasiswa aktif berusia 18 tahun ke atas perlu diperhatikan dalam interpretasi hasil. Fase dewasa awal ini sering dikaitkan dengan dinamika relasi sosial yang kompleks dan tuntutan akademik yang tinggi, yang secara teoritis berkaitan dengan pengalaman kesepian dan kesejahteraan psikologis (Luhmann & Hawkley, 2016). Penelitian pada populasi mahasiswa sebelumnya juga menunjukkan bahwa kesepian berkorelasi dengan tekanan interpersonal, kecemasan sosial, dan transisi peran sosial yang terjadi pada fase ini (Liu et al., 2020). Oleh karena itu, struktur faktor yang terbentuk dalam penelitian ini mencerminkan kecenderungan teoritis tersebut dalam konteks mahasiswa dewasa awal.

Meskipun demikian, penelitian ini memiliki beberapa keterbatasan. Sampel penelitian yang terbatas pada mahasiswa aktif membatasi generalisasi hasil pada populasi non-mahasiswa atau kelompok usia yang berbeda. Selain itu, penelitian ini belum menguji reliabilitas *test–retest*, sehingga stabilitas skor instrumen dari waktu ke waktu belum dapat dipastikan. Penelitian selanjutnya disarankan untuk melibatkan populasi yang lebih beragam serta melakukan pengujian reliabilitas temporal guna memperkuat kualitas psikometrik instrumen loneliness.

4. Kesimpulan

Berdasarkan hasil penelitian ini, adaptasi UCLA *Lonelinesss Scale* versi Bahasa Indonesia pada mahasiswa menunjukkan hasil yang mendukung validitas konstruk instrumen dalam mengukur kesepian sebagai konstruk satu faktor. Hasil *Confirmatory Factor Analysis* (CFA) menunjukkan bahwa seluruh item memiliki muatan faktor yang signifikan ($p < 0{,}001$), dengan nilai *Comparative Fit Index* (CFI) sebesar 0,991 dan *Tucker-Lewis Index* (TLI) sebesar 0,990 yang memenuhi kriteria kecocokan model. Namun, nilai *Root Mean Square Error of Approcimation* (RMSEA) sebesar 0,195 masih melebihi batas yang direkomendasikan, sehingga kecocokan model secara keseluruhan belum dapat dinyatakan memadai. Oleh karena itu, pengujian lebih lanjut diperlukan untuk mengevaluasi struktur faktor dan reliabilitas instrumen sebelum penggunaannya diperluas pada populasi yang lebih beragam.

Pernyataan Penggunaan Kecerdasan Buatan (*Use Of Artificial Intelligence*)

Penulis menggunakan ChatGPT (OpenAI) sebagai alat bantu untuk memahami prosedur analisis statistik dan interpretasi hasil analisis psikometrik, serta Gemini (Google) untuk membantu penyuntingan bahasa dan penyelarasan uraian dengan data penelitian. Seluruh keluaran yang dihasilkan dengan bantuan kecerdasan buatan ditinjau dan diverifikasi kembali oleh penulis. Penulis bertanggung jawab penuh atas keakuratan, orisinalitas, dan integritas isi artikel.

Kontribusi Penulis (*Authors' Contributions*)

Seluruh penulis berkontribusi dalam pelaksanaan penelitian, pengumpulan data, analisis statistik, dan interpretasi hasil penelitian. Proses analisis data dilakukan melalui pembagian tugas secara kolaboratif, sedangkan penyusunan dan revisi artikel melibatkan seluruh penulis. Seluruh penulis telah meninjau dan menyetujui versi akhir artikel untuk dipublikasikan.

Pendanaan (*Funding*)

Penelitian ini dilaksanakan tanpa dukungan pendanaan eksternal dan tidak menerima hibah penelitian (*research grant*) dari lembaga pendanaan publik, komersial, maupun nirlaba. Seluruh proses penelitian, mulai dari penyusunan instrumen, pengumpulan data, hingga analisis data dan penyusunan artikel, dilaksanakan secara mandiri oleh tim penulis.

Konflik Kepentingan (*Conflict Of Interest*)

Penulis menyatakan bahwa tidak terdapat konflik kepentingan dalam pelaksanaan penelitian, analisis data, maupun penyusunan artikel ini. Seluruh proses penelitian dilakukan secara objektif dan independen tanpa adanya kepentingan pribadi, komersial, atau hubungan tertentu yang dapat memengaruhi hasil dan interpretasi penelitian.

5. Daftar Pustaka

Alsubheen, S. A., Oliveira, A., Habash, R., Goldstein, R., & Brooks, D. (2023). Systematic review of psychometric properties and cross-cultural adaptation of the University of California and Los Angeles Loneliness Scale in adults. *Current Psychology, 42*, 11819–11833. https://doi.org/10.1007/s12144-021-02494-w

Andrade, C. (2021). The inconvenient truth about convenience and purposive samples. *Indian Journal of Psychological Medicine, 43*(1), 86–88. https://doi.org/10.1177/0253717620977000

Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine, 25*(24), 3186–3191. https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014

Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quiñonez, H. R., & Young, S. L. (2018). Best practices for developing and validating scales for health, social, and behavioral research: A primer. *Frontiers in Public Health, 6*, 149. https://doi.org/10.3389/fpubh.2018.00149

Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). New York, NY: The Guilford Press. https://www.guilford.com/books/Confirmatory-Factor-Analysis-for-Applied-Research/Timothy-Brown/9781462515363

Bu, F., Steptoe, A., & Fancourt, D. (2020). Loneliness during lockdown: Trajectories and predictors during the COVID-19 pandemic. *Social Science & Medicine, 265*, 113521. https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2020.113521

Creswell, J. W. (2018). *Research design: Qualitative, quantitative, and mixed methods approaches* (5th ed.). Sage.

Cruchinho, P., López-Franco, M. D., Capelas, M. L., Almeida, S., Bennett, P. M., Miranda da Silva, M., Teixeira, G., Nunes, E., Lucas, P., Gaspar, F., & Handovers4SafeCare. (2024). Translation, cross-cultural adaptation, and validation of measurement instruments: A practical guideline for novice researchers. *Journal of Multidisciplinary Healthcare, 17*, 2701–2728. https://doi.org/10.2147/JMDH.S419714

Diehl, K., Jansen, C., Ishchanova, K., & Hilger-Kolb, J. (2018). Loneliness at universities: Determinants of emotional and social loneliness among students. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, ***15***(9), 1865. https://doi.org/10.3390/ijerph15091865

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage. Khajavi, D., et al. (2021). Psychometric properties of the Persian version of the 11-item De Jong Gierveld Loneliness Scale among older adults. *BMC Public Health*. https://doi.org/10.1186/s12889-021-12068-x

Lee, K. Y., & Yeh, H.-F. (2019). Validation of the UCLA Loneliness Scale version 3 in Taiwan. *Psychological Reports*. https://doi.org/10.1177/0033294119870994

Liu, C., et al. (2020). Loneliness and depression in college students: The mediating role of social support. *Journal of American College Health*. https://doi.org/10.1080/07448481.2019.1589414

Luhmann, M., & Hawkley, L. C. (2016). Age differences in loneliness from late adolescence to oldest old age. *Developmental Psychology*. https://doi.org/10.1037/dev0000117

Marisa, D., & Afriyeni, N. (2019). Loneliness and self compassion among abroad university students. *Jurnal Psibernetika, 12*(1), 1–11. https://doi.org/10.30813/psibernetika.v12i1.1582

Mund, M., Freuding, M. M., Möbius, K., Horn, N., & Neyer, F. J. (2020). The stability and change of loneliness across the life span: A meta-analysis of longitudinal studies. *Personality and Social Psychology Review, 24*(1), 24–52. https://doi.org/10.1177/1088868319850738

Munira, L., Nugroho, P. S., & Suwanbamrung, C. (2026). Loneliness and associated factors among youth in Indonesia. Global Health Journal. https://doi.org/10.1016/j.glohj.2026.10.003

Rinaldi, M. R. (2021). Kesepian pada mahasiswa selama pandemi COVID-19 [Loneliness among college students during the COVID-19 pandemic]. Jurnal Psikologi Teori dan Terapan, 11(3, Special Issue), 267–277. https://doi.org/10.26740/jptt.v11n3.p267-277

Russell, D., Peplau, L. A., & Cutrona, C. E. (1980). The revised UCLA Loneliness Scale: Concurrent and discriminant validity evidence. *Journal of Personality and Social Psychology, 39*(3), 472–480.

Russell, D., Peplau, L. A., & Ferguson, M. L. (1980). Developing a measure of loneliness. *Journal of Personality Assessment, 42*(3), 290–294.

Subramanian, I., McDaniels, B., & Mischley, L. K. (2025). Psychometric analysis of the short form UCLA Loneliness Scale (ULS-8). *Parkinsonism and Related Disorders*. https://doi.org/10.1016/j.parkreldis.2025.107828

Surijah, E. A., & Nanik, N. (2023). Internal structure and external relations evidence of the UCLA Loneliness Scale for application to Indonesian young women. *Jurnal Psikologi, 22*(2), 118–128

Umar, J., & Nisa, Y. F. (2020). Uji validitas konstruk dengan CFA dan pelaporannya. *Jurnal Pengukuran Psikologi dan Pendidikan Indonesia, 9*(2), 1–11

Vigil-Colet, A., Navarro-González, D., & Morales-Vives, F. (2020). To reverse or to not reverse Likert-type items: That is the question. *Psicothema, 32*(1), 108–114. https://doi.org/10.7334/psicothema2019.286

JPPP

Jurnal Penelitian dan Pengukuran Psikologi
Fakultas Pendidikan Psikologi
Universitas Negeri Jakarta

9 772337 484006