

Stabilitas Struktur Faktor Instrumen Literasi Digital Mahasiswa Sebelum dan Sesudah Transformasi Metode *Summated Rating Scale*

Andi Auliyah Warsyidah¹, Faridah Agus Setiawati², Edi Istiyono³, Widiastuti⁴

¹*UIN Alauddin Makassar, Indonesia*

^{2,3,4}*Universitas Negeri Yogyakarta, Indonesia*

Email: andiauliyahw@gmail.com

Abstrak

Instrumen literasi digital sering menggunakan respons tipe Likert, sedangkan sifat ordinal data tersebut menimbulkan pertanyaan apakah transformasi skor mengubah struktur laten yang diperoleh melalui exploratory factor analysis (EFA). Penelitian ini mengevaluasi kestabilan instrumen literasi digital mahasiswa yang terdiri atas 53 butir sebelum dan sesudah transformasi menggunakan Method of Summated Rating Scale (MSRS). Data diperoleh melalui kuesioner daring empat kategori yang diisi oleh 280 mahasiswa dari berbagai universitas di Indonesia. Instrumen sebelumnya ditelaah oleh lima ahli dan memperoleh koefisien validitas isi Aiken's $V = 0,98$. EFA dilakukan dengan ekstraksi maximum likelihood dan rotasi varimax pada skor asli serta skor hasil transformasi MSRS. Selain membandingkan kecukupan data, struktur faktor, loading, dan konsistensi internal, matriks loading yang dilaporkan dianalisis kembali menggunakan korelasi, selisih absolut, dan root mean square error. Kedua data menghasilkan KMO = 0,91, uji Bartlett yang signifikan ($p < 0,001$), 12 faktor, dan alpha Cronbach = 0,95. Stabilitas loading tergolong tinggi ($r = 0,915$; $\rho = 0,944$), dengan median selisih absolut 0,010, rerata selisih absolut 0,026, dan RMSE = 0,061; sebanyak 52 dari 53 butir berubah tidak lebih dari 0,10. Butir B_47 merupakan pengecualian utama karena loading meningkat dari 0,48 menjadi 0,88 dan perlu diverifikasi. Temuan menunjukkan kestabilan struktur pada tingkat makro setelah transformasi MSRS, tetapi tidak membuktikan bahwa data Likert ordinal selalu setara dengan data interval ataupun bahwa instrumen bersifat unidimensional. Validasi lanjutan perlu menggunakan korelasi polikorik, estimator ordinal, parallel analysis, rotasi oblique, reliabilitas omega, dan pengujian konfirmatori pada sampel independen.

Kata kunci: *Analisis Faktor Eksploratori, Instrumen, Literasi Digital, MSRS, Transformasi Skala*

PENDAHULUAN

Literasi digital telah berkembang dari keterampilan operasional menggunakan perangkat menjadi seperangkat kompetensi yang mencakup pencarian dan evaluasi informasi, komunikasi, produksi konten, keamanan, etika, serta pemecahan masalah dalam lingkungan digital. Pada pendidikan tinggi, kompetensi ini berkaitan dengan kesiapan belajar, partisipasi akademik, kemampuan inovasi, dan kesiapan memasuki dunia kerja yang terdigitalisasi (Falloon, 2020; Khan et al., 2022; Tinmaz et al., 2022; Zhao et al., 2021; Zhou et al., 2025). Karena mahasiswa berhadapan dengan sumber informasi yang berlimpah dan beragam kualitasnya, penguasaan teknologi perlu disertai kemampuan menilai kredibilitas, mengelola data, menjaga privasi, serta menggunakan informasi secara bertanggung jawab (Polizzi, 2020).

Pengukuran literasi digital menjadi penting agar perguruan tinggi dapat memetakan kebutuhan mahasiswa, mengevaluasi program, dan merancang intervensi yang tepat. Riset mutakhir menunjukkan bahwa literasi digital merupakan konstruk multidimensional yang dapat diukur melalui kinerja autentik, tes kompetensi, ataupun skala laporan diri (Jin et al., 2020; Reichert et al., 2020). Instrumen yang dikembangkan pada berbagai konteks

menekankan perlunya bukti validitas isi, struktur internal, reliabilitas, dan interpretasi skor yang konsisten (Avinç, 2024; Buchan et al., 2024; Chang & Kuo, 2025; Godaert et al., 2022; Mieg et al., 2024; Schwarz et al., 2024). Penelitian longitudinal dan asesmen berbasis kinerja juga memperlihatkan bahwa pengukuran perlu sensitif terhadap usia, pengalaman, serta konteks penggunaan teknologi (Hübner et al., 2023; Lazonder et al., 2020; Pan et al., 2022, 2025; Pedaste et al., 2023).

Sebagian besar instrumen laporan diri menggunakan respons tipe Likert karena efisien, mudah dipahami, dan praktis untuk sampel besar. Namun, kategori Likert secara formal menghasilkan data ordinal: urutan kategori diketahui, sedangkan jarak antarkategori tidak harus sama. Analisis parametrik terhadap skor tersebut masih diperdebatkan. Pada kondisi tertentu, skor agregat dengan distribusi memadai dapat menghasilkan estimasi yang cukup robust, tetapi keputusan analisis tetap perlu mempertimbangkan jumlah kategori, bentuk distribusi, ukuran sampel, serta model pengukuran (Harpe, 2015; Jebb et al., 2021; Marôco, 2024). Ketika asumsi normalitas laten tidak terpenuhi, korelasi polikorik dan estimator khusus data kategorik sering lebih sesuai daripada korelasi Pearson dan maximum likelihood konvensional (Foldnes & Grønneberg, 2020).

Salah satu pendekatan yang digunakan untuk mengubah skor kategori menjadi skor yang diperlakukan sebagai interval adalah Method of Summated Rating Scale (MSRS). Metode ini memanfaatkan proporsi kumulatif respons dan posisi kategori pada kurva normal baku untuk menghasilkan bobot kategori. Studi di bidang pengukuran pendidikan menunjukkan bahwa transformasi skala dapat mengubah akurasi, reliabilitas, atau galat pengukuran, tetapi dampaknya bergantung pada karakteristik instrumen dan distribusi respons (Febriana & Setiawati, 2024; Sumin et al., 2022). Oleh sebab itu, manfaat transformasi tidak dapat diasumsikan sebelum dibandingkan secara empiris pada data yang sama.

Exploratory factor analysis (EFA) lazim digunakan untuk mengidentifikasi struktur laten pada tahap awal pengembangan instrumen. Praktik EFA yang baik menuntut keputusan eksplisit mengenai matriks korelasi, metode ekstraksi, rotasi, jumlah faktor, penanganan cross-loading, serta evaluasi interpretabilitas faktor (Goretzko et al., 2021; Schreiber, 2021; Watkins, 2018). Mengandalkan kriteria eigenvalue lebih besar dari satu saja dapat menghasilkan ekstraksi berlebih, sehingga parallel analysis, exploratory graph analysis, dan pertimbangan teori semakin direkomendasikan (Cosemans et al., 2022; Goretzko, 2025; Markos & Tsigilis, 2024). Selain itu, rotasi orthogonal seperti varimax mengasumsikan faktor tidak berkorelasi, sedangkan dimensi literasi digital secara substantif mungkin saling berkaitan.

Instrumen yang dianalisis dalam penelitian ini terdiri atas 53 butir dan dikembangkan untuk mengukur literasi digital mahasiswa. Analisis awal menggunakan EFA pada skor Likert asli dan skor hasil transformasi MSRS melaporkan nilai KMO, struktur 12 faktor, loading butir, dan alpha Cronbach yang hampir sama. Namun, simpulan mengenai “tidak adanya perbedaan” sebelumnya terutama didasarkan pada inspeksi deskriptif umum. Belum disajikan ukuran kestabilan matriks loading, besaran perubahan pada tingkat butir, ataupun evaluasi kritis terhadap implikasi metodologisnya.

Penelitian ini bertujuan mengevaluasi kestabilan struktur faktor instrumen literasi digital mahasiswa sebelum dan sesudah transformasi MSRS. Secara khusus, penelitian membandingkan (1) kecukupan data dan hasil uji Bartlett, (2) jumlah serta interpretasi faktor, (3) konsistensi loading pada tingkat matriks dan butir, dan (4) reliabilitas internal. Kontribusi penelitian terletak pada penyediaan bukti kuantitatif mengenai besaran kestabilan loading, identifikasi butir yang sensitif terhadap transformasi, serta penempatan hasil tersebut dalam rekomendasi EFA modern untuk data ordinal. Pertanyaan penelitian yang diajukan adalah: Seberapa stabil struktur faktor dan loading instrumen literasi digital mahasiswa setelah skor respons ditransformasi menggunakan MSRS?

METODE

Desain dan partisipan

Penelitian menggunakan pendekatan kuantitatif dengan desain deskriptif eksploratif. Data berasal dari 280 mahasiswa pada berbagai universitas di Indonesia yang mengisi kuesioner secara daring. Analisis diarahkan pada perbandingan struktur internal instrumen pada dua representasi skor yang berasal dari respons yang sama, yaitu skor kategori asli dan skor setelah transformasi MSRS. Karena kedua matriks berasal dari partisipan dan butir yang sama, perbandingan dimaksudkan sebagai evaluasi kestabilan deskriptif, bukan sebagai perbandingan dua sampel independen.

Instrumen

Instrumen literasi digital terdiri atas 53 butir dengan empat pilihan respons (1 = sangat tidak setuju, 2 = tidak setuju, 3 = setuju, dan 4 = sangat setuju). Pengembangan awal mencakup tiga ranah luas, yaitu akses informasi, keterlibatan mahasiswa dalam kegiatan akademik, dan aspek sosiokognitif. Lima ahli menelaah kesesuaian isi butir dan menghasilkan indeks Aiken's V sebesar 0,98, yang menunjukkan kesepakatan ahli yang sangat tinggi. Walaupun demikian, validitas isi tidak menggantikan bukti struktur internal dan validitas hubungan dengan variabel lain; pengembangan instrumen yang kuat memerlukan akumulasi bukti dari beberapa sumber (Boateng et al., 2018).

Transformasi MSRS

Transformasi MSRS dilakukan per butir melalui delapan tahap: menghitung frekuensi tiap kategori, proporsi kategori, proporsi kumulatif, titik tengah proporsi kumulatif, nilai z , densitas normal pada batas kategori, interval rata-rata kategori, dan skor transformasi. Prosedur tersebut menghasilkan bobot kategori yang bergantung pada distribusi respons empiris. Dengan demikian, skor hasil transformasi tidak semata-mata merupakan pengkodean ulang 1–4, tetapi mencerminkan posisi relatif kategori pada distribusi respons (Febriana & Setiawati, 2024; Sumin et al., 2022).

Analisis faktor dan evaluasi kestabilan

EFA diterapkan pada skor asli dan skor hasil transformasi menggunakan ekstraksi maximum likelihood dan rotasi varimax. Kecukupan matriks korelasi diperiksa melalui Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) dan Bartlett's test of sphericity. Analisis awal mempertahankan faktor berdasarkan eigenvalue lebih besar dari satu dan inspeksi scree plot. Loading diinterpretasikan secara bertingkat: nilai sekitar 0,30 dipandang sebagai batas minimal untuk eksplorasi, sedangkan nilai 0,40–0,50 atau lebih memberikan dukungan yang lebih kuat.

Penetapan struktur tidak hanya bergantung pada besarnya loading, tetapi juga jumlah butir per faktor, konsistensi isi, cross-loading, dan kesesuaian teori (Goretzko et al., 2021; Schreiber, 2021; Watkins, 2018).

Untuk memperkuat perbandingan, pasangan loading 53 butir dianalisis kembali menggunakan korelasi Pearson dan Spearman, rerata serta median selisih absolut, root mean square error (RMSE), dan proporsi butir dengan perubahan tidak lebih dari 0,10. Analisis juga mengidentifikasi butir yang melintasi ambang loading 0,30, 0,40, dan 0,50. Reliabilitas keseluruhan dilaporkan dengan alpha Cronbach sesuai analisis awal. Interpretasi alpha dilakukan secara hati-hati karena koefisien tinggi tidak membuktikan unidimensionalitas dan dapat meningkat akibat banyaknya butir atau redundansi isi; omega direkomendasikan sebagai pelengkap pada penelitian lanjutan (Flora, 2020; Hayes & Coutts, 2020; Taber, 2018).

HASIL

Kecukupan data untuk analisis faktor

Nilai KMO sebesar 0,91 pada kedua representasi skor menunjukkan bahwa pola korelasi memiliki kecukupan yang sangat baik untuk dianalisis dengan EFA. Bartlett's test of sphericity signifikan pada kedua data ($p < 0,001$), sehingga hipotesis bahwa matriks korelasi merupakan matriks identitas ditolak. Transformasi MSRS sedikit menurunkan nilai chi-square, tetapi tidak mengubah kesimpulan mengenai kelayakan matriks untuk analisis faktor.

Tabel 1. Kecukupan data dan konsistensi internal sebelum dan setelah MSRS

Indikator	Sebelum MSRS	Setelah MSRS	Interpretasi
KMO	0,91	0,91	Sangat memadai
Bartlett χ^2	7.380,953	7.275,673	Korelasi antarputir memadai
df	1.378	1.378	Sama
p	< 0,001	< 0,001	Signifikan
Alpha Cronbach	0,95	0,95	Konsistensi internal sangat tinggi

Struktur faktor yang dipertahankan

Kriteria eigenvalue lebih besar dari satu dan scree plot pada analisis awal menghasilkan 12 faktor pada skor asli maupun skor hasil transformasi. Distribusi butir ke dalam faktor juga dilaporkan sama pada kedua kondisi. Struktur ini menunjukkan instrumen bersifat multidimensional. Keberadaan faktor pertama yang lebih dominan daripada faktor lain belum cukup untuk menyatakan unidimensionalitas, terutama karena 12 faktor substantif tetap dipertahankan. Pengujian faktor umum memerlukan analisis tambahan, misalnya bifactor EFA/CFA, explained common variance, atau model hierarkis.

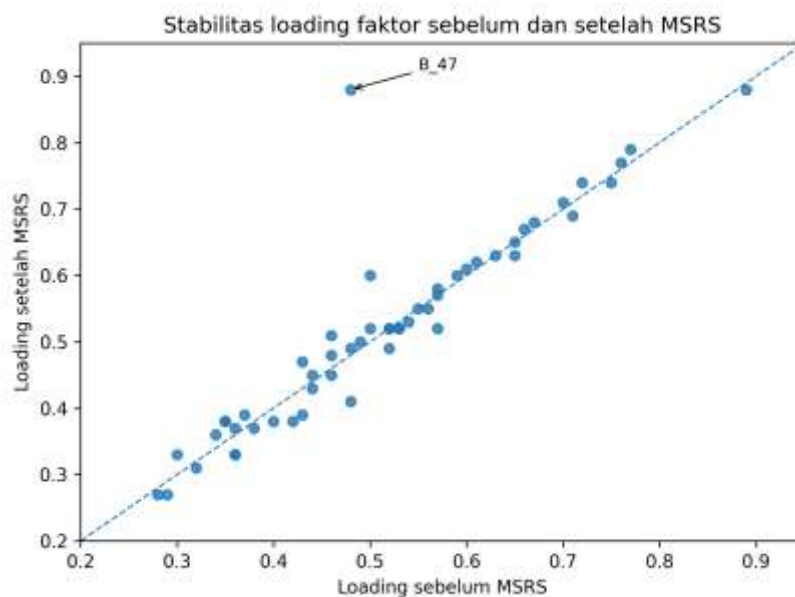
Tabel 2. Faktor dan komposisi butir yang dihasilkan EFA

Faktor	Dimensi interpretatif	Butir	Jumlah
1	Pengolahan informasi	B_28, B_33, B_34, B_35, B_36, B_37, B_38, B_42	8
2	Penyimpanan informasi	B_1, B_10, B_11, B_18, B_24, B_25, B_27, B_32, B_39, B_40	10

Faktor	Dimensi interpretatif	Butir	Jumlah
3	Penyaringan informasi	B_9, B_21, B_23, B_26, B_29, B_45	6
4	Penggunaan teknologi digital	B_15, B_16, B_17	3
5	Penilaian kelayakan data dan informasi	B_12, B_13, B_14, B_41, B_43	5
6	Ketertarikan terhadap penggunaan teknologi digital	B_4, B_51, B_52, B_53	4
7	Interaksi dalam lingkungan digital	B_48, B_49, B_50	3
8	Etika dalam forum digital	B_2, B_3, B_5	3
9	Kontrol kinerja	B_6, B_7, B_8	3
10	Kemampuan mengatasi kendala penggunaan teknologi digital	B_30, B_31, B_44	3
11	Komunikasi informasi kepada khalayak	B_46, B_47	2
12	Perlindungan data pribadi dan jejak digital	B_19, B_20, B_22	3

Kestabilan loading faktor

Perbandingan pasangan loading menunjukkan hubungan yang sangat kuat antara hasil sebelum dan setelah MSRS ($r = 0.915$; $\rho = 0.944$). Median selisih absolut hanya 0.010, rerata selisih absolut 0.026, dan RMSE 0.061. Sebanyak 52 dari 53 butir mengalami perubahan tidak lebih dari 0,10. Secara agregat, transformasi tidak mengubah pola loading secara substantif. Gambar 1 memperlihatkan sebagian besar titik berdekatan dengan garis identitas.



Gambar 1. Hubungan loading faktor sebelum dan setelah transformasi MSRS

Tabel 3. Indeks kestabilan loading faktor

Indeks	Nilai	Makna
Korelasi Pearson	0.915	Kesamaan linear sangat tinggi
Korelasi Spearman	0.944	Urutan loading sangat stabil
Median $ \Delta $	0.010	Perubahan tipikal sangat kecil
Rerata $ \Delta $	0.026	Perubahan rata-rata kecil
RMSE	0.061	Galat perbedaan keseluruhan kecil
$ \Delta \leq 0,10$	52/53 (98,1%)	Hampir seluruh butir stabil

Meskipun pola umum stabil, perubahan pada tingkat butir tidak sepenuhnya seragam. Loading B_47 meningkat dari 0,48 menjadi 0,88 ($\Delta = 0,40$), jauh lebih besar dibandingkan butir lain. Perubahan ini dapat mencerminkan sensitivitas terhadap pembobotan kategori, distribusi respons yang tidak seimbang, perubahan faktor tempat butir berasosiasi, atau kesalahan pemindahan angka; karena itu, B_47 perlu diverifikasi terhadap output analisis asli. B_20 meningkat dari 0,50 menjadi 0,60. Sebaliknya, B_43 menurun dari 0,48 menjadi 0,41. B_4 dan B_22 memiliki loading di bawah 0,30 pada kedua kondisi, sehingga keduanya perlu ditelaah dari sisi redaksi dan representasi konstruk. Tiga butir melintasi ambang 0,40 ke bawah setelah transformasi, yaitu B_14, B_18, dan B_32, sedangkan B_13 dan B_26 melintasi ambang 0,50 ke atas.

Tabel 4. Loading faktor 53 butir sebelum dan setelah transformasi MSRS

Butir	Sebelum	Setelah	Butir	Sebelum	Setelah
B_1	0.36	0.33	B_28	0.36	0.37
B_2	0.38	0.37	B_29	0.53	0.52
B_3	0.77	0.79	B_30	0.48	0.49
B_4	0.29	0.27	B_31	0.46	0.48
B_5	0.57	0.58	B_32	0.42	0.38
B_6	0.72	0.74	B_33	0.61	0.62
B_7	0.53	0.52	B_34	0.60	0.61
B_8	0.56	0.55	B_35	0.67	0.68
B_9	0.65	0.65	B_36	0.70	0.71
B_10	0.65	0.63	B_37	0.43	0.47
B_11	0.52	0.49	B_38	0.57	0.57
B_12	0.35	0.38	B_39	0.44	0.45
B_13	0.46	0.51	B_40	0.46	0.45
B_14	0.40	0.38	B_41	0.30	0.33
B_15	0.63	0.63	B_42	0.44	0.43
B_16	0.76	0.77	B_43	0.48	0.41

Butir	Sebelum	Setelah	Butir	Sebelum	Setelah
B_17	0.52	0.52	B_44	0.34	0.36
B_18	0.43	0.39	B_45	0.52	0.52
B_19	0.37	0.39	B_46	0.89	0.88
B_20	0.50	0.60	B_47	0.48	0.88
B_21	0.57	0.52	B_48	0.59	0.60
B_22	0.28	0.27	B_49	0.71	0.69
B_23	0.55	0.55	B_50	0.50	0.52
B_24	0.54	0.53	B_51	0.32	0.31
B_25	0.35	0.38	B_52	0.75	0.74
B_26	0.49	0.50	B_53	0.66	0.67
B_27	0.36	0.33			

Catatan. *Sel berwarna menandai butir yang memerlukan perhatian khusus: loading < 0,30 pada kedua kondisi atau perubahan yang sangat besar.*

Konsistensi internal

Alpha Cronbach sebesar 0,95 pada skor asli dan skor hasil MSRS menunjukkan konsistensi internal keseluruhan yang sangat tinggi. Kestabilan koefisien ini sejalan dengan kestabilan pola loading pada tingkat makro. Namun, karena instrumen menghasilkan 12 faktor, alpha total tidak cukup untuk menunjukkan reliabilitas setiap dimensi. Koefisien yang sangat tinggi juga dapat dipengaruhi oleh jumlah 53 butir dan kemiripan konten antarputir. Oleh sebab itu, reliabilitas per faktor, omega total, dan omega hierarkis perlu dihitung pada validasi berikutnya.

PEMBAHASAN

Makna kestabilan setelah transformasi MSRS

Hasil menunjukkan bahwa transformasi MSRS tidak mengubah struktur faktor pada tingkat makro: KMO, jumlah faktor, komposisi butir, dan alpha Cronbach tetap sama, sedangkan korelasi loading sangat tinggi. Temuan tersebut masuk akal karena transformasi dilakukan terhadap kategori respons pada data yang sama dan cenderung mempertahankan urutan respons. Ketika distribusi kategori tidak sangat ekstrem, perubahan bobot dapat menggeser besaran loading tanpa mengubah pola korelasi secara mendasar. Temuan ini selaras dengan studi transformasi skala yang menunjukkan bahwa dampak penskalaan bergantung pada bentuk distribusi, sifat butir, dan teknik analisis, bukan semata-mata pada label ordinal atau interval (Febriana & Setiawati, 2024; Sumin et al., 2022).

Kestabilan tersebut tidak boleh ditafsirkan sebagai bukti bahwa skor Likert mentah selalu merupakan data interval atau bahwa MSRS tidak pernah diperlukan. Harpe (2015) dan Jebb et al. (2021) menunjukkan bahwa kelayakan analisis terhadap respons Likert bergantung pada tujuan, level analisis, dan karakteristik data. Marôco (2024) menekankan bahwa tidak ada satu solusi yang selalu unggul untuk butir ordinal; maximum likelihood dapat cukup robust pada kondisi tertentu, tetapi korelasi polikorik dan estimator ordinal lebih tepat ketika

kategori sedikit, distribusi menceng, atau asumsi normalitas laten tidak terpenuhi. Foldnes dan Grønneberg (2020) juga mengingatkan bahwa korelasi polikorik dapat bias bila model normal laten tidak sesuai. Dengan demikian, keputusan terbaik perlu didasarkan pada pemeriksaan distribusi dan analisis sensitivitas, bukan transformasi otomatis.

Perubahan pada tingkat butir dan kebutuhan audit output

Analisis pada tingkat butir menghasilkan informasi yang tidak terlihat dari KMO atau alpha total. Perubahan B_47 sebesar 0,40 merupakan pencilan yang perlu diprioritaskan dalam audit. Jika angka tersebut benar, transformasi sangat memengaruhi hubungan B_47 dengan faktor komunikasi informasi kepada khalayak. Jika perubahan berasal dari perbedaan urutan, pembulatan, atau penyalinan output, maka simpulan kestabilan perlu didukung oleh tabel pola dan struktur faktor yang dapat direplikasi. Praktik pelaporan EFA sebaiknya menyertakan matriks loading lengkap, kriteria penetapan butir, cross-loading, communalities, dan keputusan penghapusan butir (Goretzko et al., 2021; Schreiber, 2021; Watkins, 2018).

B_4 dan B_22 memiliki loading di bawah 0,30 pada kedua analisis. Loading rendah dapat berarti butir kurang merepresentasikan dimensi, redaksinya ambigu, varians respons terbatas, atau faktor yang diharapkan tidak sesuai dengan respons empiris. Keputusan untuk mempertahankan atau menghapus butir tidak boleh didasarkan pada satu ambang saja. Isi butir, kontribusi terhadap cakupan konstruk, korelasi butir-total, communalities, dan dampak penghapusan terhadap validitas isi harus dipertimbangkan bersama. Prinsip ini sejalan dengan praktik pengembangan skala yang menempatkan bukti statistik dan penalaran substantif sebagai dua komponen yang saling melengkapi (Boateng et al., 2018).

Multidimensionalitas, jumlah faktor, dan rotasi

Analisis mempertahankan 12 faktor. Struktur ini sesuai dengan pandangan bahwa literasi digital mencakup beberapa domain, seperti pengelolaan informasi, evaluasi sumber, komunikasi, etika, keamanan, dan pemecahan masalah (Jin et al., 2020; Reichert et al., 2020; Tinmaz et al., 2022). Instrumen kontemporer juga menunjukkan bahwa kompetensi digital dapat dibedakan menjadi sejumlah subdimensi yang saling berhubungan (Avinç, 2024; Chang & Kuo, 2025; Mieg et al., 2024; Schwarz et al., 2024). Oleh sebab itu, temuan 12 faktor lebih tepat disebut struktur multidimensional daripada bukti unidimensionalitas. Dominasi faktor pertama hanya menjadi indikasi awal kemungkinan faktor umum dan perlu diuji melalui model bifactor atau model orde kedua.

Kriteria eigenvalue lebih besar dari satu cenderung mempertahankan terlalu banyak faktor, terutama ketika jumlah butir besar. Parallel analysis dan exploratory graph analysis umumnya lebih akurat untuk menentukan jumlah faktor daripada aturan Kaiser saja (Cosemans et al., 2022; Goretzko, 2025; Markos & Tsigilis, 2024). Penelitian berikutnya perlu membandingkan hasil beberapa metode retensi dan menilai interpretabilitas solusi. Selain itu, penggunaan varimax mengasumsikan faktor tidak berkorelasi. Pada literasi digital, kemampuan mengolah informasi kemungkinan berkaitan dengan kemampuan menilai kelayakan sumber, keamanan, dan komunikasi. Rotasi oblique seperti oblimin atau promax perlu diuji agar korelasi antarfaktor dapat diestimasi secara eksplisit.

Reliabilitas dan kualitas interpretasi skor

Alpha sebesar 0,95 menunjukkan homogenitas respons yang tinggi, tetapi alpha total pada instrumen multidimensional dapat menyesatkan. Alpha dipengaruhi oleh jumlah butir dan asumsi tau-equivalence; koefisien tinggi tidak otomatis berarti seluruh butir mengukur satu konstruk yang sama (Flora, 2020; Hayes & Coutts, 2020; Taber, 2018). Pelaporan reliabilitas sebaiknya dilakukan untuk setiap faktor dengan omega atau koefisien yang sesuai model. Jika faktor umum diuji, omega hierarkis dapat membantu menentukan apakah skor total layak diinterpretasikan secara mandiri. Faktor ke-11 hanya terdiri atas dua butir, sehingga kestabilan dan cakupan kontennya perlu diperkuat dengan butir tambahan atau diuji menggunakan model yang sesuai.

Implikasi bagi pengembangan instrumen literasi digital

Secara substantif, dua belas dimensi yang terbentuk mencakup kompetensi yang relevan dengan tuntutan pendidikan tinggi: pengolahan, penyimpanan, dan penyaringan informasi; penggunaan teknologi; penilaian kelayakan data; minat dan interaksi digital; etika; kontrol kinerja; pemecahan kendala; komunikasi; serta perlindungan data dan jejak digital. Cakupan tersebut konsisten dengan tren asesmen digital yang menekankan kombinasi kompetensi teknis, kognitif, sosial, dan etis (Buchan et al., 2024; Godaert et al., 2022; Pan et al., 2025; Pedaste et al., 2023). Di perguruan tinggi, validitas instrumen juga penting karena kompetensi digital berhubungan dengan pengalaman belajar, kesiapan kerja, dan inovasi mahasiswa (Basilotta-Gómez-Pablos et al., 2022; Khan et al., 2022; Zhao et al., 2021; Zhou et al., 2025).

Bagi pengembang instrumen, hasil ini mendukung tiga langkah praktis. Pertama, data mentah dan hasil transformasi perlu dibandingkan sebagai analisis sensitivitas, bukan dipilih berdasarkan asumsi semata. Kedua, analisis ordinal menggunakan korelasi polikorik dan estimator yang sesuai perlu disandingkan dengan ML pada skor mentah atau hasil transformasi. Ketiga, solusi faktor harus divalidasi pada sampel baru menggunakan confirmatory factor analysis, disertai evaluasi invariansi menurut kelompok mahasiswa. Instrumen berbasis laporan diri juga idealnya dilengkapi tugas kinerja, sebab persepsi kemampuan tidak selalu identik dengan kompetensi aktual (Jin et al., 2020; Pan et al., 2022; Reichert et al., 2020).

Keterbatasan Penelitian

Penelitian ini memiliki beberapa keterbatasan. Pertama, perbandingan dilakukan pada data yang sama tanpa sampel validasi independen, sehingga kestabilan struktur belum menunjukkan kemampuan generalisasi. Kedua, informasi rinci mengenai teknik rekrutmen, distribusi universitas, karakteristik demografis, dan pola respons kategori tidak tersedia dalam laporan awal; hal ini membatasi evaluasi representativitas dan asumsi normalitas. Ketiga, data mentah tidak dianalisis kembali, sehingga penelitian belum dapat membandingkan matriks Pearson dengan polikorik, estimator ordinal, communalities, cross-loading, dan interval kepercayaan loading. Keempat, jumlah faktor ditetapkan terutama melalui eigenvalue lebih besar dari satu dan scree plot, tanpa parallel analysis. Kelima, alpha dilaporkan untuk skor keseluruhan, bukan untuk masing-masing faktor. Keenam, sensitivitas B₄₇ belum dapat ditelusuri hingga distribusi kategori dan output analisis asli.

Penelitian lanjutan perlu (1) menggunakan sampel pengembangan dan validasi yang terpisah; (2) melaporkan karakteristik partisipan dan prosedur pengambilan sampel; (3) membandingkan ML-Pearson, EFA polikorik, dan estimator ordinal; (4) menggunakan parallel analysis dan rotasi oblique; (5) menghitung omega per faktor; (6) menguji CFA, model bifactor, dan invariansi pengukuran; serta (7) mengaitkan skor dengan indikator eksternal seperti performa tugas digital, keterlibatan belajar, atau hasil akademik. Langkah tersebut akan memperkuat bukti validitas dan membantu menentukan apakah instrumen lebih tepat menghasilkan skor total, skor dimensi, atau keduanya.

KESIMPULAN

Transformasi MSRS tidak mengubah struktur faktor instrumen literasi digital mahasiswa secara substansial pada tingkat makro. Skor asli dan skor hasil transformasi sama-sama menghasilkan KMO 0,91, uji Bartlett yang signifikan, 12 faktor, dan alpha Cronbach 0,95. Loading kedua kondisi berkorelasi sangat kuat, dengan perubahan tipikal yang kecil dan 52 dari 53 butir berubah tidak lebih dari 0,10. Namun, perubahan besar pada B_47 serta loading rendah B_4 dan B_22 menunjukkan bahwa evaluasi tingkat butir tetap diperlukan. Solusi 12 faktor mendukung interpretasi multidimensional, bukan klaim unidimensionalitas. Temuan ini menunjukkan bahwa MSRS tidak memberikan keuntungan struktur yang jelas pada data ini, tetapi kesimpulan tersebut bersifat kontekstual dan tidak meniadakan karakter ordinal skala Likert. Validasi selanjutnya harus menggunakan analisis ordinal, metode retensi faktor yang lebih kuat, rotasi oblique, reliabilitas omega, dan pengujian konfirmatori pada sampel independen.

DAFTAR PUSTAKA

- Avinç, E. (2024). Digital literacy scale: Validity and reliability study with the Rasch model. *Education and Information Technologies*, 29(17), 22895–22941. <https://doi.org/10.1007/s10639-024-12662-7>
- Basilotta-Gómez-Pablos, V., Matarranz, M., Casado-Aranda, L.-A., & Otto, A. (2022). Teachers' digital competencies in higher education: A systematic literature review. *International Journal of Educational Technology in Higher Education*, 19, Article 8. <https://doi.org/10.1186/s41239-021-00312-8>
- Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quinonez, 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, Article 149. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2018.00149>
- Buchan, M. C., Bhawra, J., & Katapally, T. R. (2024). Navigating the digital world: Development of an evidence-based digital literacy program and assessment tool for youth. *Smart Learning Environments*, 11, Article 8. <https://doi.org/10.1186/s40561-024-00293-x>
- Chang, C.-Y., & Kuo, H.-C. (2025). The development and validation of the digital literacy questionnaire and the evaluation of students' digital literacy. *Education and Information Technologies*, 30(9), 11549–11581. <https://doi.org/10.1007/s10639-024-13216-7>

- Cosemans, T., Rosseel, Y., & Gelper, S. (2022). Exploratory graph analysis for factor retention: Simulation results for continuous and binary data. *Educational and Psychological Measurement*, 82(5), 880–910. <https://doi.org/10.1177/00131644211059089>
- Falloon, G. (2020). From digital literacy to digital competence: The teacher digital competency (TDC) framework. *Educational Technology Research and Development*, 68, 2449–2472. <https://doi.org/10.1007/s11423-020-09767-4>
- Febriana, B. W., & Setiawati, F. A. (2024). Increasing measurement accuracy: Scaling effect on academic resilience instrument using Method of Successive Interval (MSI) and Method of Summated Rating Scale (MSRS). *Jurnal Penelitian dan Evaluasi Pendidikan*, 28(1), 32–42. <https://doi.org/10.21831/pep.v28i1.69334>
- Flora, D. B. (2020). Your coefficient alpha is probably wrong, but which coefficient omega is right? A tutorial on using R to obtain better reliability estimates. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 3(4), 484–501. <https://doi.org/10.1177/2515245920951747>
- Foldnes, N., & Grønneberg, S. (2020). Pernicious polychorics: The impact and detection of underlying non-normality. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 27(4), 525–543. <https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1673168>
- Godaert, E., Aesaert, K., Voogt, J., & van Braak, J. (2022). Assessment of students' digital competences in primary school: A systematic review. *Education and Information Technologies*, 27(7), 9953–10011. <https://doi.org/10.1007/s10639-022-11020-9>
- Goretzko, D. (2025). How many factors to retain in exploratory factor analysis? A critical overview of factor retention methods. *Psychological Methods*. <https://doi.org/10.1037/met0000733>
- Goretzko, D., Pham, T. T. H., & Bühner, M. (2021). Exploratory factor analysis: Current use, methodological developments and recommendations for good practice. *Current Psychology*, 40(7), 3510–3521. <https://doi.org/10.1007/s12144-019-00300-2>
- Harpe, S. E. (2015). How to analyze Likert and other rating scale data. *Currents in Pharmacy Teaching and Learning*, 7(6), 836–850. <https://doi.org/10.1016/j.cptl.2015.08.001>
- 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>
- Hübner, N., Fahrbach, T., Lachner, A., & Scherer, R. (2023). What predicts students' future ICT literacy? Evidence from a large-scale study conducted in different stages of secondary school. *Computers & Education*, 203, Article 104847. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2023.104847>
- Jebb, A. T., Ng, V., & Tay, L. (2021). A review of key Likert scale development advances: 1995–2019. *Frontiers in Psychology*, 12, Article 637547. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.637547>
- Jin, K.-J., Reichert, F., Cagasan, L. P., Jr., de la Torre, J., & Law, N. (2020). Measuring digital literacy across three age cohorts: Exploring the dimensionality and performance

- p>
differences.
- Computers & Education*
- , 157, Article 103968.
- <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2020.103968>
- Khan, N., Sarwar, A., Chen, T. B., & Khan, S. (2022). Connecting digital literacy in higher education to the 21st century workforce. *Knowledge Management & E-Learning*, 14(1), 46–61. <https://doi.org/10.34105/j.kmel.2022.14.004>
- Lazonder, A. W., Walraven, A., Gijlers, H., & Janssen, N. (2020). Longitudinal assessment of digital literacy in children: Findings from a large Dutch single-school study. *Computers & Education*, 143, Article 103681. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2019.103681>
- Markos, A., & Tsigilis, N. (2024). Dimensionality assessment in ordinal data: A comparison between parallel analysis and exploratory graph analysis. *Frontiers in Psychology*, 15, Article 1359111. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1359111>
- Marôco, J. (2024). Factor analysis of ordinal items: Old questions, modern solutions?. *Stats*, 7(3), 984–1001. <https://doi.org/10.3390/stats7030060>
- Mieg, H. A., Klieme, K. E., Barker, E., Bryan, J., Gibson, C., Haberstroh, S., Odebiyi, F., Rismondo, F.-P., Römmer-Nosseck, B., Thiem, J., & Unterpertinger, E. (2024). Short digital-competence test based on DigComp2.1: Does digital competence support research competence in undergraduate students?. *Education and Information Technologies*, 29(1), 139–160. <https://doi.org/10.1007/s10639-023-12251-0>
- Pan, Q., Reichert, F., de la Torre, J., & Law, N. (2022). Measuring digital literacy during the COVID-19 pandemic: Experiences with remote assessment in Hong Kong. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 41(1), 46–50. <https://doi.org/10.1111/emip.12498>
- Pan, Q., Reichert, F., Liang, Q., de la Torre, J., & Law, N. (2025). Measuring digital literacy across ages and over time: Development and validation of a performance-based assessment. *Education and Information Technologies*, 30, 22065–22100. <https://doi.org/10.1007/s10639-025-13592-8>
- Pedaste, M., Kallas, K., & Baucal, A. (2023). Digital competence test for learning in schools: Development of items and scales. *Computers & Education*, 203, Article 104830. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2023.104830>
- Polizzi, G. (2020). Digital literacy and the national curriculum for England: Learning from how the experts engage with and evaluate online content. *Computers & Education*, 152, Article 103859. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2020.103859>
- Reichert, F., Zhang, D. J., Law, N. W. Y., Wong, G. K. W., & de la Torre, J. (2020). Exploring the structure of digital literacy competence assessed using authentic software applications. *Educational Technology Research and Development*, 68(6), 2991–3013. <https://doi.org/10.1007/s11423-020-09825-x>
- Schreiber, J. B. (2021). Issues and recommendations for exploratory factor analysis and principal component analysis. *Research in Social and Administrative Pharmacy*, 17(5), 1004–1011. <https://doi.org/10.1016/j.sapharm.2020.07.027>

- Schwarz, S., Bieg, T., Svecnik, E., Schmölz, A., Geppert, C., & Gerdenitsch, C. (2024). Digital Competence Scale (DCS): A short self-assessment instrument for measuring digital competences. *Nordic Journal of Digital Literacy*, 19(3), 126–143. <https://doi.org/10.18261/njdl.19.3.2>
- Sumin, Sukmawati, F., Setiawati, F. A., & Asmawi, S. (2022). The impact of Z-score transformation scaling on the validity, reliability, and measurement error of instrument SATS-36. *JP3I (Jurnal Pengukuran Psikologi dan Pendidikan Indonesia)*, 11(2), 166–180. <https://doi.org/10.15408/jp3i.v11i2.26591>
- Taber, K. S. (2018). The use of Cronbach's alpha when developing and reporting research instruments in science education. *Research in Science Education*, 48, 1273–1296. <https://doi.org/10.1007/s11165-016-9602-2>
- Tinmaz, H., Lee, Y.-T., Fanea-Ivanovici, M., & Baber, H. (2022). A systematic review on digital literacy. *Smart Learning Environments*, 9, Article 21. <https://doi.org/10.1186/s40561-022-00204-y>
- 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>
- Zhao, Y., Sánchez Gómez, M. C., Pinto Llorente, A. M., & Zhao, L. (2021). Digital competence in higher education: Students' perception and personal factors. *Sustainability*, 13(21), Article 12184. <https://doi.org/10.3390/su132112184>
- Zhou, X., Sun, K., Zhu, K., Feng, L., Sun, Q., & Zhong, D. (2025). The impact of digital literacy on university students' innovation capability: Evidence from Ningbo, China. *Frontiers in Psychology*, 16, Article 1548817. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1548817>