

PROCENA PSIOMETRIJSKIH KARAKTERISTIKA SRPSKE VERZIJE UPITNIKA ZA PROCENU METAKOGNITIVNE SVESNOSTI

ORIGINALNI RAD

ORIGINAL ARTICLE

ASSESSING PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE SERBIAN VERSION OF THE METACOGNITIVE AWARENESS INVENTORY (MAI)

Zoran Bukumirić¹, Dejana Stanisavljević¹, Nataša Milić¹, Anđela Ćirković¹, Jelena Milin-Lazović¹, Marko Savić¹, Nina Rajović¹, Aleksandar Ćorac², Jelena Jović², Aleksandra Ilić², Mirjana Pajčin², Snežana Mugoša³, Mirjana Nedović Vuković³, Borko Bajić⁴, Igor Sladojević⁵, Srđan Mašić⁶, Dragan Spaić⁶, Dejan Bokonjić⁷

- ¹ Univerzitet u Beogradu, Medicinski fakultet, Institut za medicinsku statistiku i informatiku, Beograd, Srbija
- ² Univerzitet u Prištini, Kosovska Mitrovica, Medicinski fakultet, Katedra za preventivnu medicinu, Srbija
- ³ Univerzitet Crne Gore, Medicinski fakultet, Podgorica, Crna Gora
- ⁴ Institut za javno zdravlje Crne Gore, Podgorica, Crna Gora
- ⁵ Univerzitet u Banjoj Luci, Medicinski fakultet, Banja Luka, Bosna i Hercegovina
- ⁶ Univerzitet u Istočnom Sarajevu, Medicinski fakultet, Katedra za primarnu zdravstvenu zaštitu i javno zdravstvo, Foča, Bosna i Hercegovina
- ⁷ Univerzitet u Istočnom Sarajevu, Medicinski fakultet, Katedra za pedijatriju, Foča, Bosna i Hercegovina

- ¹ University of Belgrade, Faculty of Medicine, Institute for Medical Statistics and Informatics, Belgrade, Serbia
- ² University of Pristina, Kosovska Mitrovica, Medical Faculty, Department of Public Health, Serbia
- ³ University of Montenegro Faculty of Medicine, Podgorica, Montenegro
- ⁴ Institute of Public Health of Montenegro, Podgorica, Montenegro
- ⁵ University of Banja Luka, Faculty of Medicine, Banja Luka, Bosnia and Herzegovina
- ⁶ University of East Sarajevo, Faculty of Medicine, Department of Primary Health Care and Public Health, Foca, Bosnia and Herzegovina
- ⁷ University of East Sarajevo, Faculty of Medicine, Department for Pediatrics, Foca, Bosnia and Herzegovina

SAŽETAK

Uvod: Metakognicija, koja se odnosi na sposobnost praćenja i regulisanja sopstvenih kognitivnih procesa, igra ključnu ulogu u medicinskom obrazovanju. Procena metakognitivne svesnosti je posebno važna za studente, jer utiče na njihove strategije učenja i akademski uspeh. Studija je imala za cilj da ispita psihometrijske karakteristike srpske verzije Upitnika za procenu metakognitivne svesnosti (engl. *Metacognitive Awareness Inventory – MAI*), apostrofirajući njenu konstruktivnu validnost i internu konzistentnost.

Materijali i metode: Ova studija preseka sprovedena je na Medicinskom fakultetu Univerziteta u Beogradu, oktobra 2024. godine i obuhvatila je studente treće godine medicine. Psihometrijske karakteristike srpske verzije *MAI* upitnika procenjene su ocenom njene faktorske strukture i interne konzistentnosti. *MAI* upitnik se sastoji od 52 stavke, koje obuhvataju dve primarne komponente: „Znanje o kogniciji” i „Regulaciju kognicije”. Podkomponente komponente „Znanje o kogniciji” bile su: deklarativno znanje, proceduralno znanje i uslovno znanje, dok su podkomponente komponente „Regulacija kognicije” bile: planiranje, strategije upravljanja informacijama, praćenje učenja i razumevanja, strategije za ispravljanje grešaka i evaluacija.

Rezultati: U studiju je uključeno ukupno 426 studenata medicine. Prosečna starost ispitanika bila je 21.3 ± 1.4 godine, a većinu su činile osobe ženskog pola (68.5%). Prosečna ocena na skali bila je 199.0. Kao rezultat interne analize konzistentnosti srpske verzije *MAI* upitnika dobijen je Kronbahov koeficijent α od 0.94 i Mek Donaldov koeficijent ω od 0.95 za celu skalu, što ukazuje na odličnu pouzdanost skale. Srpska verzija *MAI* upitnika je validirana korišćenjem konfirmatorne faktorske analize, potvrđujući pretpostavljenu osmofaktorsku i dvofaktorsku strukturu. Osmofaktorski model pokazao je dobre indekse uklapanja ($IFI = 0.908$, $CFI = 0.905$, $RMSEA = 0.042$), sa statistički značajnim faktorskim opterećenjima ($p < 0.05$). Na isti način, dvofaktorski model je pokazao adekvatno uklapanje ($IFI = 0.921$, $CFI = 0.918$, $RMSEA = 0.039$), pri čemu su sva opterećenja takođe bila značajna ($p < 0.05$).

Zaključak: Naša studija je pokazala da je srpska verzija *MAI* upitnika pouzdan i validan instrument za procenu metakognitivne svesnosti studenata medicine.

Ključne reči: metakognicija, svesnost, psihometrijske karakteristike, interna konzistentnost, konstruktivna validnost

ABSTRACT

Introduction: Metacognition, which refers to the ability to oversee and regulate one's cognitive activities, plays a crucial role in medical education. Evaluating metacognitive awareness is particularly important for university students, as it impacts their learning strategies and academic performance. The objective of this study was to examine the psychometric characteristics of the Serbian adaptation of the Metacognitive Awareness Inventory (MAI), with an emphasis on its construct validity and internal consistency.

Materials and methods: This was a cross-sectional study conducted at the Faculty of Medicine University of Belgrade, on third-year medical students during October 2024. The psychometric properties of the Serbian version of the MAI were evaluated by assessing its factorial structure and internal consistency. The MAI consists of 52 items, comprising two primary components: 'Knowledge of Cognition' and 'Regulation of Cognition'. The subcomponent of "knowledge of cognition" were categorized into declarative knowledge, procedural knowledge, and conditional knowledge, whereas "regulation of cognition" subcomponent were classified into planning, information management strategies, comprehension monitoring, debugging, and evaluation.

Results: A total of 426 medical students were included in the study. The mean age of the respondents was 21.3 ± 1.4 years, and the majority were females (68.5%). The mean score of the scale was 199.0. The internal consistency analysis of the Serbian version of the MAI questionnaire yielded a Cronbach's α of 0.94, and a McDonald's ω of 0.95 for the entire scale, which indicates excellent scale reliability. The Serbian version of the MAI questionnaire was validated using confirmatory factor analysis, supporting both the hypothesized eight-factor and two-factor structures. The eight-factor model showed good fit indices ($IFI = 0.908$, $CFI = 0.905$, $RMSEA = 0.042$), with statistically significant factor loadings ($p < 0.05$). Similarly, the two-factor model demonstrated adequate fit ($IFI = 0.921$, $CFI = 0.918$, $RMSEA = 0.039$), with all loadings also significant ($p < 0.05$).

Conclusion: The present study revealed the Serbian version of MAI as reliable and valid tool for identifying medical students' metacognitive awareness.

Keywords: metacognition, awareness, psychometric properties, internal consistency, construct validity

Autor za korespondenciju:

Zoran Bukumirić

Institut za medicinsku statistiku i informatiku, Medicinski fakultet, Univerziteta u Beogradu

Dr Subotića 9, 11129 Beograd, Srbija

Elektronska adresa: zoran.bukumiric@med.bg.ac.rs

Corresponding author:

Zoran Bukumirić

Institute for Medical Statistics and Informatics, Faculty of Medicine, University of Belgrade

9 Dr Subotića Street, 11129 Belgrade, Serbia

E-mail: zoran.bukumiric@med.bg.ac.rs

Primljeno • Received: December 6, 2024; **Revidirano • Revised:** December 26, 2024; **Prihvaćeno • Accepted:** December 27, 2024; **Online first:** December 31, 2024

DOI: 10.5937/smclks-55246

UVOD

U poslednjih nekoliko decenija, metakognicija privlači značajnu pažnju u oblasti kognitivne psihologije, i nametnula se kao centralna tema naučnih istraživanja i naučne rasprave. U početku je koncept metakognicije bio uglavnom neistražen; međutim, skoriji napredak u kognitivnoj nauci je podcrtao njenu ključnu ulogu u različitim kognitivnim procesima [1]. Metakognicija se odnosi na sposobnost razumevanja, regulisanja i promišljanja o sopstvenim kognitivnim procesima [2]. Metakognicija se može definisati kao: „kognicija o kogniciji“ [3], „razmišljanje o razmišljanju“ [4] ili „znanje o saznanju“ [5]. Koncept metakognicije obuhvata dve glavne komponente: „Znanje o kogniciji“ i „Regulaciju kognicije“ [6].

Osobe koje pokazuju viši stepen metakognitivne svesnosti i veština se ističu u različitim kognitivnim zadacima, posebno onima koji zahtevaju efikasno planiranje, upravljanje informacijama, praćenje, ispravljanje grešaka i evaluaciju. Oni efikasnije upravljaju informacijama aktivnim odabirom, organizovanjem i davanjem prioriteta relevantnim podacima, što poboljšava njihove sposobnosti rešavanja problema [7].

Proces metakognicije igra ključnu ulogu u medicinskom obrazovanju, jer značajno poboljšava kritičko mišljenje, poboljšava tačnost kliničkog prosuđivanja, smanjuje dijagnostičke greške i neguje praksu promišljanja [8]. Štaviše, istraživanja pokazuju da učenici/studenti sa višom metakognitivnom svešću postižu vrhunske rezultate u nizu akademskih oblasti, uključujući učenje zasnovano na problemima, usvajanje jezika, saradnju, kolaborativno učenje i komunikaciju – veštine neophodne za medicinsko obrazovanje [9,10]. Shodno tome, procena metakognitivne svesnosti postaje od ključnog značaja za studente univerziteta, jer direktno utiče na njihovu sposobnost da efikasno upravljaju učenjem i postignu svoje akademske ciljeve [11].

Kao odgovor na ovakvu potrebu, Šro i Denison su uveli „Upitnik za procenu metakognitivne svesnosti“ (engl. *Metacognitive Awareness Inventory* – MAI) – jednostavan i efikasan alat za procenu metakognitivne svesnosti, koji nadmašuje tradicionalne metakognitivne ocene kao sredstvo za procenu metakognitivnih veština [2]. Međutim, uprkos sve većem prepoznavanju važnosti metakognitivnih veština u visokom obrazovanju, ne postoji standardizovan alat za konkretno merenje metakognitivne svesnosti studenata srpskih univerziteta. S obzirom na to da MAI još uvek nije validiran za srpsku populaciju, cilj ove studije je bio da se procene psihometrijska svojstva srpske verzije MAI upitnika, sa posebnim fokusom na njenu konstruktivnu validnost i internu konzistentnost.

INTRODUCTION

In recent decades, metacognition has garnered substantial attention within the field of cognitive psychology, emerging as a central topic of research and discussion. Initially, the concept of metacognition remained largely unexplored; however, recent advancements in cognitive science have underscored its crucial role in various cognitive processes [1]. Metacognition refers to the ability to reflect upon, understand, and regulate one's cognitive processes [2]. Metacognition can be defined as: 'cognition about cognition' [3], 'thinking about thinking' [4], or 'knowing about knowing' [5]. The concept of metacognition includes two main components: 'Knowledge of Cognition' and 'Regulation of Cognition' [6].

Individuals demonstrating higher metacognitive awareness and skills excel in various cognitive tasks, especially those necessitating effective planning, information management, monitoring, debugging, and evaluation. They manage information more efficiently by actively selecting, organizing, and prioritizing relevant data, which enhances their problem-solving capabilities [7].

The metacognitive process plays a pivotal role in medical education, as it significantly enhances critical thinking, improves the accuracy of clinical judgment, reduces diagnostic errors, and fosters reflective practices [8]. Furthermore, research indicates that students with higher metacognitive awareness achieve superior outcomes across a range of academic domains, including problem-based learning, language acquisition, collaboration, collaborative learning, and communication – skills essential for medical training [9,10]. Consequently, assessing metacognitive awareness becomes a critical concern for university students, as it directly influences their ability to manage learning effectively and achieve their academic goals [11].

To address this, Schraw and Dennison introduced the *Metacognitive Awareness Inventory* (MAI) – a simple and efficient tool for evaluating metacognitive awareness, moving beyond traditional metacognitive judgments as a means of assessing metacognitive skills [2]. However, despite the growing recognition of the importance of metacognitive skills in higher education, no standardized tool exists to specifically measure the metacognitive awareness of Serbian university students. Given that the MAI has not yet been validated for the Serbian population, the objective of this study was to evaluate the psychometric properties of the Serbian version of the MAI, with particular focus on its construct validity and its internal consistency.

MATERIJALI I METODE

Dizajn studije

Ova studija preseka sprovedena je na Institutu za medicinsku statistiku i informatiku Medicinskog fakulteta Univerziteta u Beogradu, u oktobru 2024. godine. Učešće u studiji bilo je dobrovoljno, a poverljivost podataka svih ispitanika bila je osigurana. Etičko odobrenje (br. 25/IX-3) dobijeno je od Etičke komisije Medicinskog fakulteta Univerziteta u Beogradu. Studija je sprovedena u okviru ERASMUS+ projekta: „Razvoj i implementacija metakognitivnih problemski baziranih modula u kursevima mešovite nastave u medicinskim naukama“ (engl. *Development and Implementation of Metacognitive Problem-based Modules in Blended Learning Courses in Medical Sciences – ProBLEMS*).

Učesnici studije

Populaciju u ovoj studiji činili su studenti treće godine medicine upisani na Medicinski fakultet Univerziteta u Beogradu. Veličina uzorka za analizu psihometrijskih svojstava upitnika za procenu metakognitivne svesnosti određena je primenom pravila **N:q** (N: broj ispitanika; q: broj stavki u upitniku). Za definisane vrednosti $q = 52$ i vrednost 5 za odnos N:q, planirano je da u istraživanje bude uključeno najmanje 260 ispitanika.

Instrument

Upitnik za procenu metakognitivne svesnosti (MAI) je instrument za samoprocenu koju čine 52 stavke, a koja obuhvata dve primarne dimenzije: „Znanje o kogniciji“ (17 stavki) i „Regulaciju kognicije“ (35 stavki) [2]. Podkomponente u okviru komponente „Znanje o kogniciji“ kategorisane su na sledeći način: deklarativno znanje (engl. *declarative knowledge* (DK) – samosvest i strategije; 8 stavki), proceduralno znanje (engl. *procedural knowledge* (PK) – primena procedura; 4 stavke) i uslovno znanje (engl. *conditional knowledge* (CK) – znanje o tome kada i kako primeniti strategije). Podkomponente u okviru komponente „Regulacija kognicije“ klasifikovane su kao: planiranje (engl. *planning* (P) – postavljanje ciljeva; 7 stavki), strategije upravljanja informacijama (engl. *information management strategies* (IMS) – strategije implementacije; 10 stavki), praćenje učenja i razumevanja (engl. *comprehension monitoring* (CM) – samopraćenje, 7 stavki), strategije ispravljanja grešaka (engl. *debugging strategies* (DS) – ispravljanje grešaka; 5 stavki) i evaluacija (engl. *evaluation* (E) – evaluacija učinka; 6 stavki). Instrument koristi petostepenu Likertovu skalu, sa vrednostima koje se kreću od 1 (uvek netačno) do 5 (uvek tačno). Ukupan skor se kreće od 52 do 260, pri čemu viši rezultati ukazuju na veću svesnost o kogniciji i njenoj regulaciji [2]. Pre početka

MATERIALS AND METHODS

Study design

This cross-sectional study was conducted at the Institute for Medical Statistics and Informatics of the University of Belgrade Faculty of Medicine in October 2024. Participation in the study was voluntary, and the confidentiality of all respondents was observed. Ethical approval (No: 25/IX-3) was obtained from the University of Belgrade Faculty of Medicine Ethics Committee. The study was conducted within the ERASMUS+ project: Development and Implementation of Metacognitive Problem-based Modules in Blended Learning Courses in Medical Sciences (ProBLEMS).

Study participants

The study population comprised third-year medical students enrolled at the University of Belgrade Faculty of Medicine. The sample size for analyzing the psychometric properties of the metacognitive awareness assessment questionnaire was determined using the **N:q rule** (N: number of respondents; q: number of questionnaire items). For the defined value of $q = 52$ and the value of 5 for the N:q ratio, a minimum of 260 respondents were planned to be included in the research.

Instrument

The Metacognitive Awareness Inventory (MAI) is a 52-item self-report tool comprising two primary dimensions: 'Knowledge of Cognition' (17 items) and 'Regulation of Cognition' (35 items) [2]. The subcomponents of 'Knowledge of Cognition' were categorized as follows: declarative knowledge (DK – self-awareness and strategies; 8 items), procedural knowledge (PK – application of procedures; 4 items), and conditional knowledge (CK – knowledge of when and how to apply strategies; 5 items). The subcomponents of 'Regulation of Cognition' were classified as: planning (P – goal-setting; 7 items), information management strategies (IMS – implementation strategies; 10 items), comprehension monitoring (CM – self-monitoring, 7 items), debugging strategies (DS – error correction; 5 items), and evaluation (E – performance evaluation; 6 items). The instrument employs a five-point Likert scale, with values spanning from 1 (always false) to 5 (always true). The total score ranges from 52 to 260, with higher scores indicating higher awareness of cognition and its regulation [2]. Before the beginning of the study, we obtained formal approval from the author of the questionnaire, who authorized the validation and use of the instrument. A comprehensive structural description of the MAI questionnaire is available in Table 1.

Tabela 1. A comprehensive structural description of the MAI questionnaire

Komponente / Components	Podkomponente / Subcomponents	Stavke / Items	Broj stavki / Number of Items
Znanje o kogniciji / Knowledge of cognition	Deklarativno znanje / Declarative knowledge	5, 10, 12, 16, 17, 20, 32, 46	8
	Proceduralno znanje / Procedural knowledge	3, 14, 27, 33	4
	Uslovno znanje / Conditional knowledge	15, 18, 26, 29, 35	5
Regulacija kognicije / Regulation of cognition	Planiranje / Planning	4, 6, 8, 22, 23, 42, 45	7
	Strategije upravljanja informacijama / Information management strategies	9, 13, 30, 31, 37, 39, 41, 43, 47, 48	10
	Praćenje učenja i razumevanja / Comprehension monitoring	1, 2, 11, 21, 28, 34, 49	7
	Strategije za ispravljanje grešaka / Debugging strategies	25, 40, 44, 51, 52	5
	Evalvacija / Evaluation	7, 19, 24, 36, 38, 50	6

Table 1. A comprehensive structural description of the MAI questionnaire

istraživanja, dobili smo formalno odobrenje od autora upitnika, koji je odobrio validaciju i upotrebu instrumenta. Sveobuhvatni strukturalni opis MAI upitnika dostupan je u Tabeli 1.

Prevođenje i kulturološka adaptacija

Prevođenje i kulturološka adaptacija MAI upitnika obavljani su prema dobro utvrđenim, međunarodno priznatim smernicama, koje obuhvataju nekoliko faza, kako bi se obezbedila validnost i pouzdanost prevedenog instrumenta [12]. Prva faza je podrazumevala početni prevod upitnika sa originalne engleske verzije na verziju na srpskom jeziku. Nakon toga je usledio proces usklađivanja tokom kojeg je prevedena verzija pregledana i dorađena kako bi se obezbedila jasnoća i prikladnost jezika za stanovništvo koje govori srpskim jezikom. Nakon toga, srpska verzija je ponovo prevedena na engleski jezik kako bi se proverila konzistentnost i usklađenost sa originalnim sadržajem, a sprovedena je još jedna runda usaglašavanja kako bi se otklonila sva odstupanja. Da bi se osigurala kulturološka i konceptualna relevantnost konačne verzije ovog instrumenta, grupa stručnjaka, uključujući lingviste i stručnjake za predmetnu materiju, uključila se u detaljnu diskusiju o prevodima. Njihov kolektivni doprinos doveo je do pripreme konačne verzije upitnika, koji je smatran pogodnim za upotrebu u kontekstu istraživanja. Procena psihometrijskih svojstava MAI upitnika na srpskom jeziku zasnivala se na proceni: prihvatljivosti upitnika, primeni faktorske analize i analizi pouzdanosti skale.

Upitnik je distribuiran preko Mudl platforme u okviru predmeta Medicinska statistika i informatika. Pre uključivanja u istraživanje, studenti su bili detaljno informisani o ciljevima i opsegu studije, čime je obezbeđeno da oni razumeju kontekst i značaj istraživanja. U skladu sa etičkom naučnom praksom, od učesnika je zatraženo da daju informisani pristanak, potvrđujući da dobrovolj-

Translation and cultural adaptation

The translation and cultural adaptation of the MAI questionnaire were carried out according to well-established, internationally recognized guidelines, which encompass several stages, so as to ensure the validity and reliability of the translated instrument [12]. The first stage involved the initial translation of the questionnaire from its original English version into the version in Serbian. This was followed by a harmonization process wherein the translated version was reviewed and refined to ensure clarity and appropriateness of the language for the Serbian-speaking population. Subsequently, the Serbian version was translated back into English to check for consistency and alignment with the original content, and another round of harmonization was conducted to address any discrepancies. To ensure the cultural and conceptual relevance of the final version of this instrument, a group of experts, including linguists and subject-matter specialists, engaged in a detailed discussion of the translations. Their collective input led to the preparation of the final version of the questionnaire, which was deemed suitable for use in the research context. The evaluation of the psychometric properties of the MAI questionnaire in the Serbian language was based on the evaluation of the following: the acceptability of the questionnaire, the application of factor analysis, and the analysis of the reliability of the scale.

The questionnaire was administered through the Moodle platform as part of the Medical Statistics and Informatics course. Prior to participation, students were thoroughly informed about the objectives and scope of the study, ensuring that they understood the context and significance of the research. Following ethical research practices, participants were asked to provide informed consent, confirming their voluntary participation in the study and their understanding of

no učestvuju u studiji i da razumeju svoja prava, uključujući tu i pravo na poverljivost kao i mogućnost da se bez posledica povuku iz istraživanja u bilo kojoj njegovoj fazi. Kada je dobijen informisani pristanak, studenti su nastavili da popunjavaju upitnik, koji je osmišljen tako da prikupi podatke relevantne za ciljeve istraživanja.

Statistička analiza

Kategorijalne varijable su sumirane korišćenjem učestalosti i procenata, dok su kontinuirane varijable opisane korišćenjem aritmetičke sredine i vrednosti standardne devijacije (SD), za podatke koji slede normalnu distribuciju, ili kao medijana, sa minimalnim i maksimalnim vrednostima za podatke koji nisu normalno raspoređeni. Psihometrijska evaluacija srpske verzije MAI upitnika uključila je procene validnosti i pouzdanosti. Konfirmatorna faktorska analiza (engl. *confirmatory factor analysis* - CFA) sprovedena je da bi se verifikovala izvorna osmofaktorska struktura MAI upitnika. Uklapanje modela je procenjeno korišćenjem hi-kvadrat testa (uz $p > 0,05$ što ukazuje na dobro uklapanje) kao i sa tri dodatna indeksa: komparativnim indeksom uklapanja (engl. *comparative fit index* - CFI), inkrementnim indeksom uklapanja (engl. *incremental fit index* - IFI) i korenom prosečne kvadrirane greške aproksimacije (engl. *root mean square error of approximation* - RMSEA). Adekvatan model odgovara vrednostima CFI i IFI koje su iznad 0,9 i RMSEA vrednostima ispod 0,06. Pouzdanost je analizirana izračunavanjem interne konzistentnosti korišćenjem Kronbahovog koeficijenta α i Mek Donaldovog koeficijenta ω (vrednosti bliže 1 označavaju veću pouzdanost). Urađeni su dvostrani statistički testovi, sa značajnošću postavljenom na $p < 0,05$. Analize su obavljene korišćenjem softvera Amos 21, IBM SPSS Statistics 24 (IBM Corporation, Armonk, NY, USA) i R softvera (Verzija 4.3.3, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria).

REZULTATI

U istraživanju je učestvovalo ukupno 426 studenata medicine, koji su dali potpune odgovore na upitnik. Prosečna starost ispitanika je bila $21,3 \pm 1,4$ godine, a većinu su činile osobe ženskog pola (68,5%).

U Tabeli 2. su prikazane prosečne vrednosti rezultata i statistika pouzdanosti za svaku stavku, kao i ukupno merenje metakognitivne svesnosti među studentima medicine. Prosečna ocena na skali bila je 199,0. Srednji rezultati potkategorija bili su sledeći: 30,3 za deklarativno, 15,2 za proceduralno i 19,0 za uslovno znanje; 26,2 za podskalu planiranja, 39,5 za strategije upravljanja informacijama, 26,5 za praćenje učenja i razumevanja, 20,5 za strategije za ispravljanje grešaka i 21,9 za podskalu evaluacije. Srpska verzija MAI upitnika pokazala je odličnu pouzdanost, sa Kronbahovim koeficijentom α

their rights, including confidentiality and the option to withdraw at any stage without consequence. Once informed consent was obtained, students proceeded to complete the questionnaire, which was designed to collect data relevant to the research objectives.

Statistical analysis

Categorical variables were summarized using frequencies and percentages, while continuous variables were described using mean values and values of standard deviation (SD), for data following a normal distribution, or as median values, with minimum and maximum values for data not normally distributed. The psychometric evaluation of the Serbian version of the MAI included assessments of validity and reliability. Confirmatory factor analysis (CFA) was conducted to verify the original eight-factor structure of the MAI. The model fit was assessed using the chi-square test (with $p > 0.05$ suggesting a good fit) along with three additional indices: the comparative fit index (CFI), the incremental fit index (IFI), and the root mean square error of approximation (RMSEA). An adequate model fit was determined by CFI and IFI values exceeding 0.9 and RMSEA values below 0.06. Reliability was analyzed by calculating internal consistency using Cronbach's α and McDonald's ω coefficients (values closer to 1 denote higher reliability). Two-tailed statistical tests were performed, with significance set at $p < 0.05$. Analyses were carried out using the Amos 21, IBM SPSS Statistics 24 software (IBM Corporation, Armonk, NY, USA), and the R software (Version 4.3.3, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria).

RESULTS

A total of 426 medical students, who provided complete responses to the questionnaire, were included in the study. The mean age of the respondents was 21.3 ± 1.4 years, and the majority were females (68.5%).

Table 2. presents the average scores and reliability statistics for each item, as well as the overall measurement of metacognitive awareness among medical students. The mean score on the scale was 199.0. The mean scores of the subcategories were as follows: 30.3 for declarative, 15.2 for procedural, and 19.0 for conditional knowledge; 26.2 for the planning subscale, 39.5 for information management strategies, 26.5 for comprehension monitoring, 20.5 for debugging strategies, and 21.9 for the evaluation subscale. The Serbian version of the MAI questionnaire demonstrated excellent reliability, with Cronbach's α of 0.94 for the total scale. Subscale reliability ranged from 0.57 for comprehension monitoring to 0.81 for information management strategies. Similarly, McDonald's ω for the overall scale

Tabela 2. Average scores and reliability statistics

Podkomponente / Subcomponents	mean (sd)	median (range)	Cronbach α	McDonald's ω
Deklarativno znanje (DK) / Declarative knowledge (DK)	30.3 (4.6)	31 (20-40)	0.77	0.82
Proceduralno znanje (PK) / Procedural knowledge (PK)	15.2 (2.6)	15 (7-20)	0.66	0.69
Uslovno znanje (CK) / Conditional knowledge (CK)	19.0 (3.1)	19 (11-25)	0.63	0.69
Planiranje (P) / Planning (P)	26.2 (4.3)	26 (14-35)	0.70	0.81
Strategije upravljanja informacijama (IMS) / Information management strategies (IMS)	39.5 (5.6)	40 (25-50)	0.81	0.86
Praćenje učenja i razumevanja (CM) / Comprehension monitoring (CM)	26.5 (3.5)	27 (17-34)	0.57	0.67
Strategije za ispravljanje grešaka (DS) / Debugging strategies (DS)	20.5 (3.3)	21 (9-25)	0.76	0.83
Evaluacija (E) / Evaluation (E)	21.9 (3.5)	22 (10-30)	0.59	0.70
Komponente / Components				
Znanje o kogniciji / Knowledge of cognition	64.5 (9.1)	64 (43-83)	0.87	0.89
Regulacija kognicije / Regulation of cognition	134.5 (16.6)	136 (101-171)	0.91	0.92
Ukupno / Total score	199.0 (24,7)	200 (151-252)	0.94	0.95

od 0,94 za ukupnu skalu. Pouzdanost subskale se kretala od 0,57 za praćenje učenja i razumevanja do 0,81 za strategije upravljanja informacijama. Slično tome, Mek Donaldov koeficijent ω za ukupnu skalu je bio 0,95, što potvrđuje visoku pouzdanost, sa vrednostima podskale u rasponu između 0,67 (praćenje učenja i razumevanja) i 0,86 (strategije upravljanja informacijama) (Tabela 2).

Srpska verzija MAI upitnika je procenjena primenom konfirmatorne faktorske analize i za osmofaktorski i za dvofaktorski model. Nalazi su podržali dobro uklapanje za pretpostavljenu strukturu od osam faktora. Iako je hi-kvadrat test pokazao nedostatak uklapanja za osmofaktorski model ($\chi^2 = 1.851,5$; $p < 0,001$; $\chi^2/df = 1,73$), ovo je bilo očekivano zbog veličine uzorka. Indeksi uklapanja, uključujući IFI (0,908) i CFI (0,905), bili su iznad preporučenog praga od 0,90, dok je RMSEA vrednost (0,042; 90% CI: 0,038–0,045) bila u prihvatljivom opsegu od $\leq 0,06$. Sva standardizovana faktorska opterećenja su bila značajna ($p < 0,05$), (Grafikon 1). I dvofaktorski model je pokazao slične rezultate. Hi-kvadrat test je ponovo ukazao na loše uklapanje ($\chi^2 = 1.742,4$; $p < 0,001$; $\chi^2/df = 1,64$), što je pripisano veličini uzorka, dok su vrednosti IFI (0,921) i CFI (0,918) premašile 0,90, a RMSEA vrednost (0,039; 90% CI: 0,035–0,042) je ispunila preporučeni standard. Sva faktorska opterećenja u ovom modelu su takođe bila statistički značajna ($p < 0,05$), (Grafikon 2).

DISKUSIJA

Srpska verzija MAI upitnika validirana je na uzorku studenata osnovnih studija medicine. Nalazi su pokazali da instrument poseduje adekvatnu validnost i pouzdanost. Ovi rezultati ukazuju da je srpska verzija MAI upitnika pouzdan i efikasan instrument za procenu metakognitivne svesnosti u ovoj populaciji.

Table 2. Average scores and reliability statistics

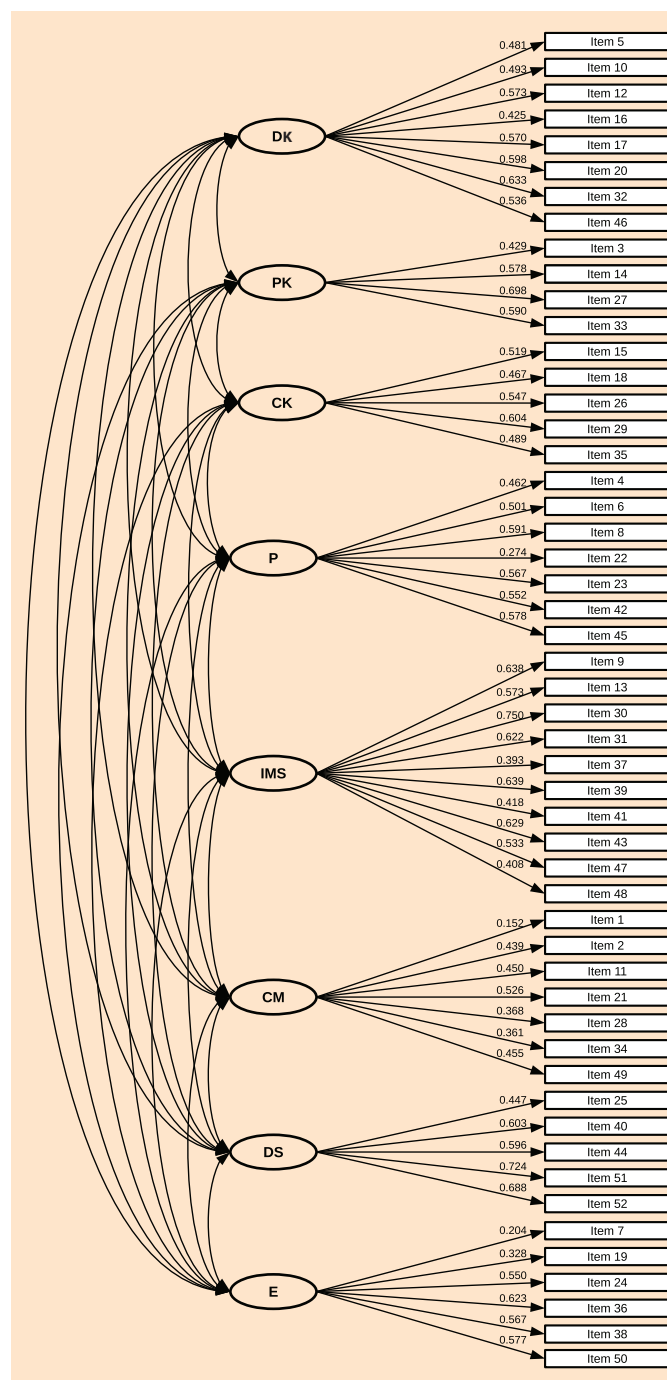
Podkomponente / Subcomponents	mean (sd)	median (range)	Cronbach α	McDonald's ω
Deklarativno znanje (DK) / Declarative knowledge (DK)	30.3 (4.6)	31 (20-40)	0.77	0.82
Proceduralno znanje (PK) / Procedural knowledge (PK)	15.2 (2.6)	15 (7-20)	0.66	0.69
Uslovno znanje (CK) / Conditional knowledge (CK)	19.0 (3.1)	19 (11-25)	0.63	0.69
Planiranje (P) / Planning (P)	26.2 (4.3)	26 (14-35)	0.70	0.81
Strategije upravljanja informacijama (IMS) / Information management strategies (IMS)	39.5 (5.6)	40 (25-50)	0.81	0.86
Praćenje učenja i razumevanja (CM) / Comprehension monitoring (CM)	26.5 (3.5)	27 (17-34)	0.57	0.67
Strategije za ispravljanje grešaka (DS) / Debugging strategies (DS)	20.5 (3.3)	21 (9-25)	0.76	0.83
Evaluacija (E) / Evaluation (E)	21.9 (3.5)	22 (10-30)	0.59	0.70
Komponente / Components				
Znanje o kogniciji / Knowledge of cognition	64.5 (9.1)	64 (43-83)	0.87	0.89
Regulacija kognicije / Regulation of cognition	134.5 (16.6)	136 (101-171)	0.91	0.92
Ukupno / Total score	199.0 (24,7)	200 (151-252)	0.94	0.95

was 0.95, confirming high reliability, with subscale values ranging between 0.67 (comprehension monitoring) and 0.86 (information management strategies) (Table 2).

The Serbian version of the MAI questionnaire was evaluated using maximum likelihood confirmatory factor analysis for both the eight-factor and two-factor models. The findings supported a good fit for the hypothesized eight-factor structure. Although the chi-square test indicated a lack of fit for the eight-factor model ($\chi^2 = 1,851.5$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 1.73$), this was anticipated due to the large sample size. Fit indices, including IFI (0.908) and CFI (0.905), were above the recommended threshold of 0.90, while the RMSEA value (0.042; 90% CI: 0.038–0.045) was within the acceptable range of ≤ 0.06 . All standardized factor loadings were significant ($p < 0.05$), (Figure 1). Similarly, the two-factor model showed comparable results. The chi-square test again suggested a poor fit ($\chi^2 = 1,742.4$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 1.64$), which was attributed to the sample size, while the IFI (0.921) and CFI (0.918) values exceeded 0.90, and the RMSEA value (0.039; 90% CI: 0.035–0.042) met the recommended standard. All factor loadings in this model were also statistically significant ($p < 0.05$), (Figure 2).

DISCUSSION

The Serbian adaptation of the MAI questionnaire was validated in a sample of undergraduate medical students. The findings demonstrated that the instrument possesses adequate validity and reliability. These results indicate that the Serbian version of the MAI is a reliable and effective tool for assessing metacognitive awareness in this population.

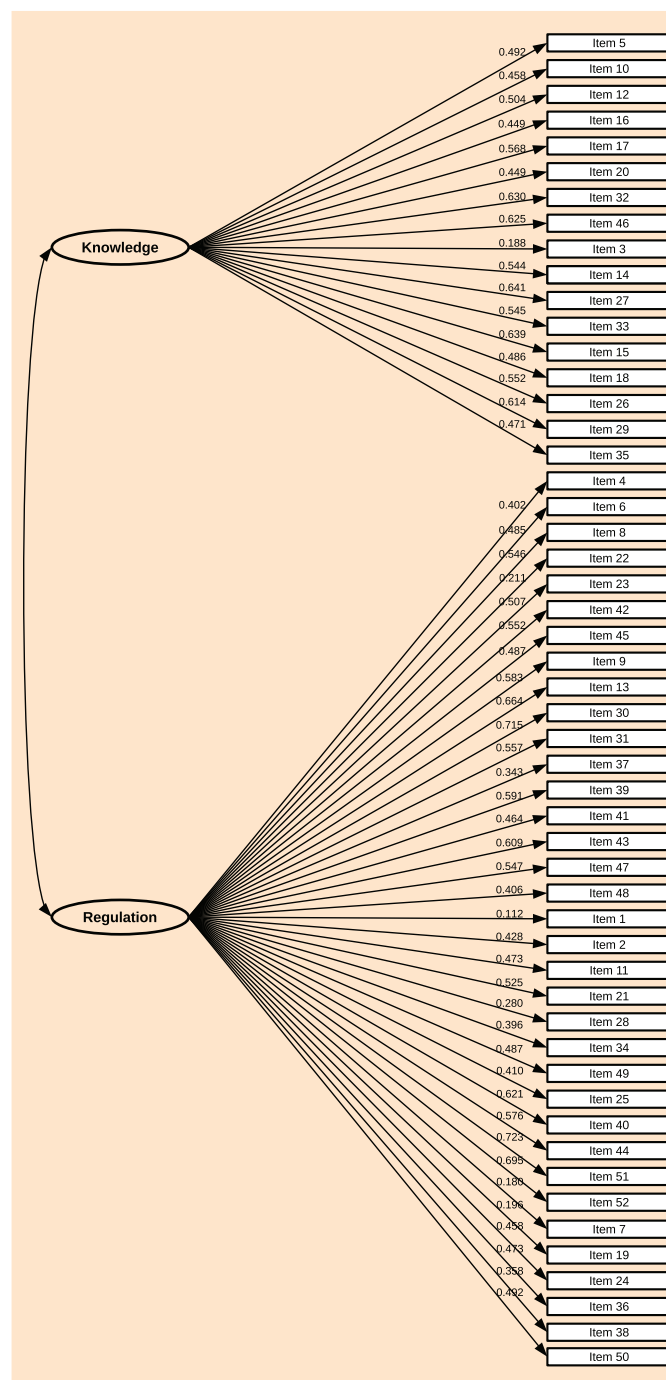


Grafikon 1. Standardizovana faktorska opterećenja za MAI upitnik na srpskom jeziku za osmofaktorski model

Legenda: DK – deklarativno znanje (engl. *declarative knowledge*); PK – proceduralno znanje (engl. *procedural knowledge*); CK – uslovno znanje (engl. *conditional knowledge*); P – planiranje (engl. *planning*); IMS – strategije upravljanja informacijama (engl. *information management strategies*); CM – praćenje učenja i razumevanja (engl. *comprehension monitoring*); DS – strategije ispravljanja grešaka (engl. *debugging strategies*); E – evaluacija (engl. *evaluation*)

Figure 1. Standardized factor loadings for the MAI questionnaire in the Serbian language for the eight-factor model

Legend: DK – declarative knowledge; PK – procedural knowledge; CK – conditional knowledge; P – planning; IMS – information management strategies; CM – comprehension monitoring; DS – debugging strategies; E – evaluation



Grafikon 2. Standardizovana faktorska opterećenja za MAI upitnik na srpskom jeziku za dvofaktorski model

Legenda: Knowledge – Znanje; Regulation – Regulacija

Figure 2. Standardized factor loadings for the MAI questionnaire in the Serbian language for the two-factor model

Međunarodna grupa za metakogniciju (engl. *International Group on Metacognition*) je sprovedla studiju validacije MAI upitnika primenom standardizovane španske verzije. Ova studija je uključivala 1.622 studenta osnovnih studija iz 12 zemalja španskog govornog područja. Studija je imala za cilj da proceni pouzdanost i međukulturalnu primenljivost instrumenta. Nalazi su podržali robustan model konfirmatorne faktorske analize osnovnog nivoa, konzistentan u svim zemljama učesnicama, potvrđujući prvobitnu dvofaktorsku strukturu identifikovanu u uzorcima sa govornicima engleskog jezika iz Sjedinjenih Američkih Država. Sprovedene su analize grupne invarijantnosti merenja da bi se procenila ekvivalentnost MAI upitnika u različitim kulturološkim kontekstima. Iako su uočene manje varijacije u pet parametara među nekim zemljama, hi-kvadrat testovi razlike su pokazali da dopuštanje ovim parametrima da variraju nije značajno poboljšalo uklapanje modela, u poređenju sa modelom koji je potpuno ograničen. Ovo je potvrdilo mernu invarijantnost MAI upitnika među populacijama koje govore španski, što ukazuje da se instrument može pouzdano koristiti u različitim kulturnim okruženjima bez značajne pristrasnosti ili promena u njegovim svojstvima [13].

U poređenju sa studijom Omprakaša i saradnika [14], koja je ispitivala metakognitivnu svesnost među studentima prve godine medicine i stomatologije u Indiji i koja je identifikovala strukturu od šest faktora nakon uklanjanja 12 stavki sa malim opterećenjem, naša analiza srpske verzije MAI upitnika u kojoj je primenjena procena maksimalne verodostojnosti otkrila je osmofaktorsku strukturu. Dok su Omprakaš i saradnici, primenom eksploratorne faktorske analize (EFA), potvrdili prihvatljiv, iako ne idealan model, sa nešto nižim indeksima uklapanja ($CFI = 0,78$; $GFI = 0,80$; $AGFI = 0,77$), naši nalazi su pokazali da, iako je hi-kvadrat test odbacio osmofaktorski model ($\chi^2 = 1.851,5$; $\chi^2/df = 1,73$; $p < 0,001$), što je bilo očekivano zbog veličine uzorka, ostali indeksi uklapanja su bili zadovoljavajući. Konkretno, IFI (0,908) i CFI (0,905) su bili iznad preporučene granične vrednosti od $\geq 0,90$, a vrednost $RMSEA$ od 0,042 (0,038–0,045) je bila ispod predložene granične vrednosti od $\leq 0,06$. Ovi rezultati ukazuju da, u poređenju sa prethodnom studijom, naša srpska verzija MAI upitnika pokazuje bolje karakteristike uklapanja i stabilniju multidimenzionalnu strukturu, čime je podržana hipoteza da metakognitivna svesnost može biti organizovana na složeniji način u okviru ovog uzorka.

Sistematski pregled studija u kojima je korišćen MAI upitnik otkriva širok spektar nalaza u vezi sa faktoriskim strukturama, u rasponu od jednodimenzionalnih struktura do onih sastavljenih od osam komponenti. Rezultati potvrđuju da su izveštaji samoprocene naj-

The International Group on Metacognition conducted a validation study of the MAI with a standardized Spanish version, involving 1,622 undergraduate students from 12 Spanish-speaking countries. The study sought to evaluate the reliability and cross-cultural applicability of the instrument. Findings supported a robust baseline confirmatory factor analysis model, consistent across all participating countries, reinforcing the original two-factor structure identified in English-speaking samples from the United States. Multigroup measurement invariance analyses were carried out to assess the equivalence of the MAI across diverse cultural contexts. Although minor variations were observed in five parameters among some countries, chi-square difference tests showed that allowing these parameters to vary did not significantly improve the model fit, as compared to a fully constrained model. This confirmed the measurement invariance of the MAI across Spanish-speaking populations, indicating that the instrument can be reliably used in different cultural settings without significant bias or alterations in its properties [13].

In comparison with the study by Omprakash et al. [14], which examined metacognitive awareness among first-year medical and dental students in India and identified a six-factor structure after removing 12 low-loading items, our analysis of the Serbian version of the MAI questionnaire using maximum likelihood estimation revealed an eight-factor structure. While Omprakash et al. confirmed an acceptable, though not ideal model, using exploratory factor analysis (EFA), with somewhat lower fit indices ($CFI = 0.78$; $GFI = 0.80$; $AGFI = 0.77$), our findings showed that, although the chi-square test rejected the eight-factor model ($\chi^2 = 1,851.5$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 1.73$), as anticipated due to the large sample size, other fit indices were satisfactory. Specifically, the IFI (0.908) and CFI (0.905) exceeded the recommended cutoff value of ≥ 0.90 , and the $RMSEA$ amounting to 0.042 (0.038–0.045) fell below the suggested threshold of ≤ 0.06 . These results indicate that, compared to the previous study, our Serbian version of the MAI exhibits better fit characteristics and a more stable multidimensional structure, thereby supporting the hypothesis that metacognitive awareness may be organized in a more complex manner within this particular sample.

A systematic review of studies utilizing the MAI questionnaire reveals a wide range of findings regarding factor structures, ranging from unidimensional structures to those with eight components. The results confirm that self-reports are most suitable for measuring two primary factors of metacognition – knowledge and regulation [15]. Schraw and Denison's original study indicates stronger evidence supporting

pogodniji za merenje dva primarna faktora metakognicije – znanja i regulacije [15]. Šroova i Denisonova originalna studija ukazuje na uverljivije dokaze koji podržavaju dvofaktorsku strukturu (znanje o kogniciji i regulisanje kognicije) u odnosu na strukturu sačinjenu od osam podkomponenti [2].

Li i saradnici su nedavno sprovedi studiju koja je uključivala 592 studenta sestrinstva sa četiri univerziteta iz različitih regiona u Kini [12]. Njihovi nalazi su pokazali da je Kineska verzija Skale metakognitivne svesnosti (engl. *Chinese version of the Metacognitive Awareness Scale – C-MAS*) od 52 stavke validan i pouzdan instrument. Skala je pokazala snažnu validnost sadržaja, prihvatljivu internu konzistentnost i jaku konstruktivnu validnost, potvrđujući njenu korisnost u proceni metakognitivne svesnosti među kineskim studentima sestrinstva. Kako se navodi u studiji, 52 stavke C-MAS skale su bile organizovane u osam faktora, formirajući model prvog reda. Ovaj model je pokazao odličnu internu konzistentnost, sa Kronbahovim koeficijentom α od 0,963 i faktorskim opterećenjem u rasponu od 0,875 do 0,992. Osam faktora je dalje grupisano u dve šire dimenzije, što je kao rezultat dalo model drugog reda. Za ovaj model su prijavljeni Kronbahov α od 0,800 i faktor opterećenja između 0,756 i 0,788, što ukazuje na dobru pouzdanost. Utvrđeno je da su i model prvog i drugog reda C-MAS skale robusni, te da pružaju pouzdane instrumente za procenu metakognitivne svesnosti.

Na sličan način, u našoj studiji, srpska verzija MAI upitnika je pokazala odličnu pouzdanost, sa Kronbahovim koeficijentom α od 0,94. Pouzdanost podskale se kretala od 0,57 (praćenje učenja i razumevanja) do 0,81 (upravljanje informacijama), što dodatno potvrđuje visoku internu konzistentnost skale. Visoka interna konzistentnost ukupnog rezultata potvrđuje da stavke mere jedinstveni konstrukt. Slični nalazi su zabeleženi i u drugim studijama [2,15]. Niže vrednosti interne konzistentnosti procenjene primenom Kronbahovog koeficijenta α za pojedinačne faktore mogu se pripisati lingvističkim i kulturološkim razlikama između originalne i prevedene verzije upitnika, što je uobičajeno kada se instrumenti prilagođavaju novim populacijama. Pored toga, broj stavki unutar faktora varirao je između 4 i 10. Dobro je poznato da manji broj stavki ima tendenciju da proizvede niže vrednosti interne konzistentnosti, što jeste ograničenje primenjene metrike. Alternativna metrika, Mek Donaldov koeficijent ω , koja je robusnija u proceni interne konzistentnosti, pokazala je zadovoljavajuće vrednosti [17-19].

Međukulturalno prevođenje i psihometrijska procena upitnika igraju ključnu ulogu u unapređivanju naučnog poznavanja metakognitivne svesnosti. Ovaj proces ne samo da poboljšava tačnost i validnost ala-

the two-factor structure (knowledge of cognition and regulation of cognition) than the structure with eight subcomponents [2].

Li et al. recently conducted a study involving 592 nursing students from four universities in different regions of China [16]. Their findings demonstrated that the 52-item Chinese version of the Metacognitive Awareness Scale (C-MAS) is a valid and reliable instrument. The scale showed strong content validity, acceptable internal consistency, and solid construct validity, confirming its utility for assessing metacognitive awareness among Chinese nursing students. According to the study, the 52 items of the C-MAS were organized into eight factors, forming a first-order model. This model exhibited excellent internal consistency, with a Cronbach's α of 0.963 and factor loadings ranging from 0.875 to 0.992. The eight factors were further grouped into two broader dimensions, resulting in a second-order model. For this model, a Cronbach's α of 0.800 and factor loadings between 0.756 and 0.788 were reported, indicating good reliability. Both the first-order and second-order models of the C-MAS were found to be robust, providing reliable tools for evaluating metacognitive awareness.

Similarly, in our study, the Serbian version of the MAI demonstrated excellent reliability, with a Cronbach's α of 0.94. Subscale reliability ranged from 0.57 (comprehension monitoring) to 0.81 (information management), thus further confirming the scale's strong internal consistency. The high internal consistency of the total score confirms that the items measure a unified construct. Similar findings have been reported in other studies [2,15]. Lower values of internal consistency estimated using Cronbach's α for individual factors may be attributed to linguistic and cultural differences between the original and translated versions of the questionnaire, which is common when adapting instruments for new populations. Additionally, the number of items within the factors varied between 4 and 10. It is well-known that a smaller number of items tends to produce lower internal consistency values, which is a limitation of the applied metric. An alternative metric, McDonald's ω , which is more robust in estimating internal consistency, demonstrated satisfactory values [17-19].

Cross-cultural translation and psychometric assessment of a questionnaire play a crucial role in advancing scientific understanding of metacognitive awareness. Not only does this process improve the accuracy and validity of assessment tools but it also provides a foundation for exploring metacognitive awareness in various fields and professions. The results of our study align with the findings of Li et al. [15], which emphasize

ta za procenu, već takođe pruža osnovu za istraživanje metakognitivne svesnosti u različitim oblastima i profesijama. Rezultati naše studije su u skladu sa nalazima Li i saradnika [15], koji naglašavaju važnost eksplicitnog definisanja i kvantifikacije kognitivnog znanja i kognitivne regulacije. Ovo je od suštinskog značaja za razvoj delotvornih obrazovnih strategija i planova delovanja.

Buduće studije mogu primeniti srpsku verziju MAI upitnika za procenu metakognitivne svesnosti studenata medicine u različitim regionima Srbije i studenata drugih fakulteta. Uz odgovarajuće adaptacije za varijacije u dijalektu, instrument bi mogao da posluži i kao pouzdano i valjano sredstvo u crnogorskom, bosanskom i hrvatskom obrazovnom sistemu. Takve studije bi poboljšale naše razumevanje sličnosti i razlika u metakognitivnoj svesnosti među različitim studentskim populacijama. Štaviše, korišćenje srpske verzije MAI upitnika, kao pouzdanog alata za procenu, može da doprinese poboljšanju i usavršavanju obrazovnih programa u cilju unapređenja metakognitivnih veština, kao i da pomogne naučnicima u osmišljavanju i primeni fokusiranih i efikasnijih obrazovnih strategija, čime će se u perspektivi poboljšati ishodi učenja.

ZAKLJUČAK

Naša studija je pokazala da je srpska verzija MAI upitnika pouzdan i validan instrument za procenu metakognitivne svesnosti studenata medicine.

IZJAVE ZAHVALNOSTI

Autori zahvaljuju kolegama Vedrani Pavlović, Ognjenu Milićeviću, Aleksi Despotoviću, Kseniji Marković, i Nikoli Gruboru na pomoći u podsticanju studenata da učestvuju u ovoj studiji.

Sukob interesa: Nije prijavljen.

the importance of explicitly defining and quantifying cognitive knowledge and cognitive regulation. This is essential for the development of effective educational intervention plans and strategies.

Future studies can apply the Serbian version of the MAI questionnaire to assess the metacognitive awareness of medical students across different regions of Serbia and students majoring in other areas. With appropriate adaptations for variations in dialect, the instrument could also serve as a reliable and valid tool in the Montenegrin, Bosnian, and Croatian educational systems. Such studies would enhance our understanding of the similarities and differences in metacognitive awareness among various student populations. Moreover, the use of the Serbian version of the MAI questionnaire as a reliable assessment tool can inform the improvement and refinement of educational programs with the purpose of enhancing metacognitive skills, as well as help researchers in designing and implementing more targeted and effective educational strategies, ultimately improving learning outcomes.

CONCLUSION

The present study showed the Serbian version of the MAI questionnaire to be a reliable and valid tool for assessment the metacognitive awareness of medical students.

ACKNOWLEDGMENTS

The authors would like to express their gratitude to the following colleagues for their assistance in encouraging students to participate in this study: Vedrana Pavlović, Ognjen Milićević, Aleksa Despotović, Ksenija Marković, and Nikola Grubor.

Conflict of interest: None declared.

LITERATURA / REFERENCES

- Gündüz A, Gündoğmuş İ, Engin B, Bağlar G, Gündüz EBU. The validity and reliability of the Turkish version of the Meta-Worry Questionnaire. *Noro Psikiyatr Ars*. 2022 Aug 24;59(3):218-25. doi: 10.29399/npa.27926.
- Schraw G, Sperling Dennison R. Assessing Metacognitive Awareness. *Contemporary Educational Psychology*. 1994; 19 (4): 460-75. doi: 10.1006/ceps.1994.1033
- Flavell JH. Metacognition and cognitive monitoring: A new area of cognitive-developmental inquiry. *Am Psychol*. 1979 Oct;34(10):906-11. doi: 10.1037/0003-066X.34.10.906.
- Livingston JA. Metacognition: an overview. 2003. [Internet]. Available from: <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED474273.pdf>
- Metcalfe J, Shimamura APS. Metacognition. Knowing about knowing. Cambridge (MA), Bradford Book, Massachusetts Institute of Technology. 1994. doi: 10.7551/mitpress/4561.001.0001.
- Schraw G, Moshman D. Metacognitive theories. *Educational Psychology Review*. 1995 Dec;7(4):351-71.
- Dunlap, JC. Problem-based learning and self-efficacy: How a capstone course prepares students for a profession. *ETR&D*. 2005 Mar;53:65-83. doi: 10.1007/BF02504858.
- Maudsley G, Strivens J. 'Science', 'critical thinking' and 'competence' for tomorrow's doctors. A review of terms and concepts. *Med Educ*. 2000 Jan;34(1):53-60. doi: 10.1046/j.1365-2923.2000.00428.x.
- Molenaar I, Slegers P, van Boxtel C. Metacognitive scaffolding during collaborative learning: a promising combination. *Metacognition Learn*. 2014 Jul 17;9:309-32. doi: 10.1007/s11409-014-9118-y.
- Smith JM, Mancy R. Exploring the relationship between metacognitive and collaborative talk during group mathematical problem-solving – what do we mean by collaborative metacognition? *Res Math Educ*. 2018;20(1):14-36. doi: 10.1080/14794802.2017.1410215.
- Akin A, Abaci R, Çetin B. The validity and reliability of the Turkish version of the Metacognitive Awareness Inventory. *Educ Sci: Theory Pract*. 2007 May;7(2):671-8.
- Wild D, Grove A, Martin M, Eremenco S, McElroy S, Verjee-Lorenz A, et al.; ISPOR Task Force for Translation and Cultural Adaptation. Principles of Good Practice for the Translation and Cultural Adaptation Process for Patient-Reported Outcomes (PRO) Measures: report of the ISPOR Task Force for Translation and Cultural Adaptation. *Value Health*. 2005 Mar-Apr;8(2):94-104. doi: 10.1111/j.1524-4733.2005.04054.x.
- Gutierrez de Blume AP, Montoya Londoño DM, Jiménez Rodríguez V, Morán Núñez O, Cuadro A, Daset L, et al. Psychometric properties of the Metacognitive Awareness Inventory (MAI): standardization to an international Spanish with 12 countries. *Metacognition Learn*. 2024 Jun 24;9:793-825. doi: 10.1007/s11409-024-09388-9.
- Omprakash A, Kumar AP, Kuppusamy M, Sathiyasekaran BWC, Ravinder T, Ramaswamy P. Validation of Metacognitive Awareness Inventory from a Private Medical University in India. *J Educ Health Promot*. 2021 Sep 30;10:324. doi: 10.4103/jehp.jehp_39_21.
- Craig K, Hale D, Grainger C, Stewart ME. Evaluating metacognitive self-reports: systematic reviews of the value of self-report in metacognitive research. *Metacognition Learn*. 2020 May 9;15:155-213. doi: 10.1007/s11409-020-09222-y.
- Li S, Xu J, Jia X, Zhao Y, Liu X, Wang Y. Translation and psychometric validation of the Chinese version of the metacognitive awareness scale among nursing students. *Front Psychol*. 2024 May 16;15:1354810. doi: 10.3389/fpsyg.2024.1354810.
- Tavakol M, Dennick R. Making sense of Cronbach's alpha. *Int J Med Educ*. 2011 Jun 27;2:53-5. doi: 10.5116/ijme.4dfb.8dfd.
- McDonald RP. Test theory: a unified treatment. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates. 1999.
- Hayes AF, Coutts JJ. (2020). Use Omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. *But. ... Commun. Methods Meas*. 2020 Feb 11;14(1):1-24. doi: 10.1080/19312458.2020.1718629.

PRILOG 1

APPENDIX 1

UPITNIK ZA PROCENU METAKOGNITIVNE SVESNOSTI

Zamislite sebe dok učite. Pažljivo pročitajte svaku od navedenih tvrdnji. Svaku od njih označite u kojoj meri se odnosi na vas kada učite, tako što ćete zaokružiti odgovarajući broj:

(1) Uvek netačno (2) Ponekad netačno (3) Neutralno (4) Ponekad tačno (5) Uvek tačno

1. Povremeno se zapitam da li ostvarujem svoje ciljeve.	1	2	3	4	5
2. Pre nego što odgovorim sagledam nekoliko mogućih odgovora.	1	2	3	4	5
3. Trudim se da koristim strategije koje su ranije bile uspešne.	1	2	3	4	5
4. Određujem tempo dok učim kako bih imao/la dovoljno vremena.	1	2	3	4	5
5. Razumem svoje intelektualne prednosti i mane.	1	2	3	4	5
6. Razmislim šta zaista treba da naučim pre nego što počnem da radim.	1	2	3	4	5
7. Kada završim test, znam koliko dobro sam ga uradio/la.	1	2	3	4	5
8. Postavljam konkretne ciljeve pre nego što počnem da radim.	1	2	3	4	5
9. Usporim kad naiđem na važne informacije.	1	2	3	4	5
10. Znam koju vrstu informacija je najvažnije naučiti.	1	2	3	4	5
11. Pitam se da li sam razmotrio/la sve opcije prilikom rešavanja problema.	1	2	3	4	5
12. Dobar/ra sam u organizovanju informacija.	1	2	3	4	5
13. Svesno usmeravam pažnju na važne informacije.	1	2	3	4	5
14. Svaka strategija učenja koju koristim ima posebnu svrhu.	1	2	3	4	5
15. Najbolje učim kad znam ponešto o temi.	1	2	3	4	5
16. Znam šta profesor očekuje da naučim.	1	2	3	4	5
17. Dobro pamtim informacije.	1	2	3	4	5
18. Koristim različite strategije učenja u zavisnosti od situacije.	1	2	3	4	5
19. Kada završim zadatak, pitam se da li je postojao lakši način da ga uradim.	1	2	3	4	5
20. Imam kontrolu nad tim koliko dobro učim.	1	2	3	4	5
21. Povremeno ponovim gradivo da bih bolje razumeo/la povezanost važnih stvari.	1	2	3	4	5
22. Postavljam sebi pitanja o materijalu pre nego što počnem.	1	2	3	4	5
23. Razmislim o nekoliko načina da rešim problem i izaberem najbolji.	1	2	3	4	5
24. Nakon što završim sa učenjem, sumiram naučeno.	1	2	3	4	5
25. Pitam druge za pomoć kada nešto ne razumem.	1	2	3	4	5
26. Kada mi je potrebno, mogu da se motivišem da učim.	1	2	3	4	5
27. Svestan/na sam koje strategije koristim pri učenju.	1	2	3	4	5
28. Dok učim, uhvatim sebe kako analiziram korisnost strategija.	1	2	3	4	5
29. Koristim svoje intelektualne snage da nadoknadim svoje slabosti.	1	2	3	4	5
30. Fokusiram se na značenje i značaj novih informacija.	1	2	3	4	5
31. Kreiram sopstvene primere da informacije učinim smislenijim.	1	2	3	4	5
32. Dobro procenjujem koliko dobro nešto razumem.	1	2	3	4	5
33. Uхватim sebe kako automatski koristim korisne strategije učenja.	1	2	3	4	5
34. Uхватim sebe kako redovno pravim pauze da proverim svoje razumevanje.	1	2	3	4	5
35. Znam kada će svaka strategija koju koristim biti najefikasnija.	1	2	3	4	5
36. Pitam se koliko dobro postizem svoje ciljeve kada završim.	1	2	3	4	5
37. Crtam slike ili dijagrame da mi pomognu da razumem dok učim.	1	2	3	4	5
38. Pitam se da li sam razmotrio/la sve opcije nakon što rešim problem.	1	2	3	4	5
39. Pokušam da preformulišem nove informacije svojim rečima.	1	2	3	4	5
40. Menjam strategije kada ne uspe da razumem.	1	2	3	4	5
41. Koristim organizaciju strukture teksta da mi pomogne u učenju.	1	2	3	4	5
42. Pažljivo čitam uputstva pre nego što započnem zadatak.	1	2	3	4	5
43. Pitam se da li je ono što čitam povezano sa onim što već znam.	1	2	3	4	5
44. Preispitujem svoje pretpostavke kada se zbunim.	1	2	3	4	5
45. Organizujem svoje vreme da najbolje ostvarim svoje ciljeve.	1	2	3	4	5
46. Učim više kada me zanima tema.	1	2	3	4	5
47. Pokušavam da rasporedim učenje na manje korake.	1	2	3	4	5
48. Fokusiram se na opšte značenje, a ne na specifičnosti.	1	2	3	4	5
49. Postavljam sebi pitanja o tome koliko mi dobro ide dok učim nešto novo.	1	2	3	4	5
50. Pitam se da li sam naučio/la onoliko koliko sam mogao/la kada završim zadatak.	1	2	3	4	5
51. Zastanem i vratim se na nove informacije koje su nejasne.	1	2	3	4	5
52. Zastanem i ponovo pročitam kada se zbunim.	1	2	3	4	5