

HOMOSEXUALITY ATTITUDE SCALE (HAS): PROPRIETĂȚI
PSIHOMETRICE ALE VERSIUNII ÎN LIMBA ROMÂNĂ

GABRIEL BULBOACĂ

Universitatea Liberă Internațională din Moldova

VIOREL ROBU*

Universitatea „Vasile Alecsandri” din Bacău

Abstract

The present study aimed to test the factorial structure, construct validity, and reliability of the Romanian version of the *Homosexuality Attitude Scale* (HAS; Kite, 1991; Kite & Deaux, 1986). Participants were 535 Romanian undergraduate and master's students who were recruited from five universities. The sample included 432 women and 103 men, aged 18 to 52 years. Participants completed a demographic form and Romanian versions of the HAS, the *Revised Attitudes toward Lesbians and Gay Men Scale-Short Version-10* (ATLG-R-S-10; Herek, 1984; Bulboacă & Robu, 2021), the *Attitudes Toward Sexuality Scale* (ATSS; Fisher & Hall, 1988; Robu & Bulboacă, 2019), the *Centrality of Religiosity Scale-5* (CRS-5; Huber & Huber, 2012), the *Big Five Inventory-Openness* (BFI-O; John, Donahue & Kentle, 1991), and the *Paulhus Deception Scale-Impression Management* (PDS-IM; Paulhus, 1998). A confirmatory factor analysis was conducted to test the internal validity of the HAS. The hypothetical measurement model with a single latent factor and four intercorrelated pairs of residuals showed satisfactory statistical fit ($\chi^2/df = 3.71$; SRMR = 0.048; NFI = 0.876; CFI = 0.906; RMSEA = 0.071; CI_{90 %} RMSEA = 0.066 – 0.077). The internal consistency of the 21-item version of the HAS was excellent ($\alpha = 0.937$). Correlation analysis revealed a negative and strong association ($r = -0.80$; $p < 0.001$) between the HAS total score and the ATLG-R-S-9. Correlations with the ATSS-10 score for liberal ($r = 0.62$; $p < 0.001$) and conservative attitudes toward sexuality ($r = -0.58$; $p < 0.001$) were moderate and statistically significant. The correlation with religiosity (CRS-5 score) was negative, but lower ($r = -0.28$; $p < 0.001$). The correlation with openness was positive, but modest ($r = 0.18$; $p < 0.001$). The correlation with the PDS-IM score was negligible ($r = -0.02$; $p = 0.624$). Thus, the HAS score is free from the risk of socially desirable responses. Comparative data are also summarized. The evidence presented suggests that the HAS is a psychometrically reliable and valid instrument. It can be used to assess general attitudes toward homosexuality.

Cuvinte-cheie: homosexualitate, atitudine, versiunea în limba română pentru HAS, validitate de construct, analiză factorială confirmatorie, fidelitate.

* Lector univ. dr., Universitatea „Vasile Alecsandri” din Bacău, str. Spiru Haret, nr. 8, Bacău, România, 600114; E-mail: robu.viorel@ub.ro.

Keywords: homosexuality, attitude, Romanian version of the HAS, construct validity, confirmatory factor analysis, reliability.

1. INTRODUCERE

Încă din anii 1950 (probabil și ca efect al celebrului *Raport Kinsey* cu privire la comportamentele sexuale ale bărbaților și femeilor din SUA), s-a argumentat că sexualitatea reprezintă una dintre dimensiunile fundamentale ale existenței indivizilor umani (Mahoney, 1983). Identitatea de gen, orientarea sexuală și comportamentele sexuale nu sunt fenomene strict biologice, ci produse ale unor construcții sociale care au loc în diferite contexte istorice și culturale (Parker și Aggleton, 2007). Cei mai mulți indivizi umani întrețin relații sexuale cu membri ai sexului opus (heterosexualitate), unii cu persoane de același sex (homosexualitate), în timp ce alții au experiențe sexuale cu membri ai ambelor sexe (bisexualitate). De peste șapte decenii, homosexualitatea a devenit un subiect fierbinte dezbătut în cercurile științifice, sociale și chiar politice.

Homosexualitatea este adesea asociată cu dragoste, compasiune, intimitate, dar și cu furie, ostilitate indirectă sau directă și alte atitudini negative puternice, cum ar fi discriminare sistematică sau violența (opinie personală). O problemă centrală pe care o ridică binecunoscuta teorie *gay* este dacă, alături de heterosexualitate și bisexualitate, homosexualitatea este un concept și un stil de viață construit social sau, pur și simplu, este o conduită fundamentată pe forțe pur biologice. Adesea, persoanele cu orientare homosexuală sunt clasificate ca excepții de la legile naturii sau ca indivizi bolnavi din punct de vedere mintal (Halperin, 1990). Alți autori au analizat problema atracției dintre două persoane de același sex ca fiind mai degrabă o chestiune referitoare la preferințe și gusturi decât o problemă morală, socială și culturală stringentă (Boswell, 1980).

Prejudecățile împotriva femeilor lesbiene și a bărbaților *gay* rămân încă o problemă cu numeroase implicații sociale, culturale, juridice și politice (Chonody, 2013). Măsurarea și evaluarea prejudecăților pe care publicul larg sau grupurile cu un anumit *background* social și cultural le manifestă față de persoanele *gay* sau lesbiene au debutat în anii 1970. Primele instrumente standardizate au conceptualizat homofobia (termen introdus în circuitul științific internațional de către G. Weinberg în anul 1972) prin teama pe care persoanele cu orientare heterosexuală o au față de cele cu orientare homosexuală. Pentru a se evita implicațiile etice, respectiv riscul discriminării și al marginalizării persoanelor *gay* sau lesbiene, termenul *homofobie* a început să fie utilizat interșanjabil cu un altul mai generic în ceea ce privește conotațiile socio-culturale și practice, și anume *prejudecățile referitoare la orientarea sexuală* (Herek, 2004).

Măsurarea percepțiilor, credințelor și a atitudinilor pe care diferite grupuri sociale le au/manifestă în legătură cu chestiunea homosexualității este un pas-cheie pentru eforturile care urmăresc identificarea, clarificarea și reducerea prejudecăților

publice față de persoanele *gay* sau lesbiene (Bulboacă și Robu, 2021). De-a lungul timpului au fost create și perfecționate mai multe instrumente uni- sau multidimensionale care urmăresc măsurarea atitudinilor pe care populația largă sau diferite categorii ale acesteia le manifestă față de chestiunea homosexualității în general, bărbații *gay* și femeile lesbiene sau față de membrii comunității LGBT (pentru treceri în revistă și analize critice ale acestor instrumente, a se consulta Costa, Bandeira și Nardi – 2013, Grey *et al.* – 2013, Morrison, Bishop și Morrison – 2019). Unul dintre instrumentele cunoscute în literatura internațională este *Homosexuality Attitude Scale* (HAS) care a fost elaborat de către M. E. Kite și K. Deaux (1986). Acesta a fost proiectat pentru a evalua stereotipurile, concepțiile greșite și anxietatea pe care subiecții din populația generală le manifestă față de persoanele cu orientare homosexuală (Kite, 1991).

Peste tot în lume, persoanele non-heterosexuale se confruntă cu discriminarea pervazivă și ostilitatea care pot lua forme severe, precum violența fizică sau psihologică. Relațiile sexuale între două persoane de același sex sunt ilegale în peste 70 de țări și, în unele dintre acestea, sunt pedepsite cu moartea. Din acest motiv, măsurarea atitudinilor pe care diferite grupuri sociale sau populația comunitară generală le au față de subiectul homosexualității în general/persoanele cu orientare homosexuală/membrii comunității LGBT este un pas esențial pentru o mai bună înțelegere a prejudecăților publice față de persoanele cu alte orientări sexuale decât cea predominantă (heterosexuală), precum și pentru combaterea discriminării și a marginalizării acestui grup vulnerabil. HAS este unul dintre instrumentele cunoscute în literatura internațională care s-a preocupat de măsurarea percepției publice, prejudecăților și a atitudinilor față de homosexualitate și persoanele care au această orientare sexuală. Prezenta lucrare trece în revistă demersul prin care s-a urmărit testarea din punct de vedere psihometric a versiunii în limba română a instrumentului HAS.

2. INSTRUMENTUL HAS

Autorii instrumentului HAS au analizat deficiențele scalelor și ale chestionarelor standardizate deja existente, precum și limitele studiilor din domeniul măsurării atitudinilor față de homosexualitate. Neajunsurile includeau (Kite și Deaux, 1986): a) lungimea foarte variabilă (unele instrumente erau prea scurte și includeau doar 3–4 itemi, în timp ce altele erau prea lungi – de exemplu, 38 itemi); b) absența sau sărăcia indicațiilor cu privire la conținutul itemilor și/sau fațetele atitudinale vizate; c) conținutul itemilor era prea specific (îngust), aspect care trebuie relaționat cu limitarea posibilității de utilizare a unui instrument în studii în care să se urmărească atitudinea față de homosexualitate în general sau cea față de persoanele cu orientare homosexuală; d) răspunsurile la itemii unora dintre instrumente aveau un format restrictiv (de exemplu, dihotomizare – DA vs NU sau ADEVĂRAT vs FALS); e) eșantioanele experimentale nu erau reprezentative

pentru populația comunitară generală; f) sărăcia datelor privitoare la validitate și fidelitate.

Prin urmare, HAS este un instrument pentru măsurarea atitudinii generale față de homosexualitate care are numeroase puncte tari. În primul rând, se bazează pe surse variate pentru generarea conținutului psihologic și formularea itemilor. Setul de itemi inițial ($k = 40$) acoperă o paletă largă de credințe (atât mai personale, cât și generale sau credințe pozitive *vs* stereotipuri negative), temeri și atitudini față de persoanele cu orientare homosexuală. Acesta a fost administrat unui număr de 40 studenți în vederea evaluării validității de conținut, validității aparente și a fidelității. Itemii cu formulări ambigue, precum și cei care au evidențiat valori scăzute ale corelației cu scorul total au fost eliminați. A rezultat astfel al doilea set de itemi ($k = 25$) cu formulări atât pozitive (11 itemi), cât și negative (14 itemi). Scala de tip Likert pe care subiecții o au la dispoziție pentru a răspunde la itemi este variată și permite diferențierea răspunsurilor. Aceasta include cinci ancore verbale distribuite gradual între 1 – *acord puternic*, 2 – *acord*, 3 – *nici de acord*, 4 – *dezacord* și 5 – *dezacord puternic*. În al doilea rând, instrumentul HAS are un fundament psihometric foarte consistent deoarece au fost utilizate șapte eșantioane de subiecți pentru testarea și rafinarea itemilor. Eșantioanele au inclus: a) $N_1 = 40$ tineri care urmau un colegiu (acestora le-a fost administrată experimental versiunea inițială cu 40 itemi); b) $N_2 = 317$ studenți de la Universitatea Texas din Austin (SUA); c) $N_3 = 252$ studenți de la Universitatea Purdue (aceștia au completat versiunea cu 25 itemi); d) $N_4 = 1342$ studenți de la Universitatea Purdue (aceștia au completat o a treia versiune care a inclus 22 itemi); e) $N_5 = 214$ studenți de la Universitatea Purdue care au completat instrumentul HAS ($k = 22$ itemi) fie în versiunea în care ținta evaluării a fost reprezentată de femeile lesbiene ($N_{5.1.} = 117$ subiecți), fie în versiunea în care bărbații *gay* au stat în atenția evaluării ($N_{5.2.} = 97$ subiecți); f) $N_6 = 80$ studenți de la Universitatea Purdue (acestora le-a fost administrată versiunea cu 22 itemi); g) $N_7 = 630$ studenți de la Universitatea Purdue (aceștia au completat versiunea finală cu 21 itemi). Instrumentul HAS are la bază analize ale itemilor riguroase care au fost realizate pe eșantioanele de studenți N_2 și N_3 . În urma acestora, alți trei itemi au fost eliminați rezultând versiunea intermediară cu 22 itemi care a fost supusă unei analize factoriale exploratorii cu rotație oblică. Valorile standardizate ale saturațiilor itemilor în factorul latent reținut ($N_4 = 1342$ studenți) au fost cuprinse între 0.29 și 0.80 ($Mdn_{saturații} = 0.59$). Factorul a explicat 42.4 % din varianța totală a scorurilor la itemi. Consistența internă a itemilor a fost foarte bună ($\alpha = 0.93$; $m_{corelații\ interitemi} = 0.39$). Corelațiile dintre scorurile la itemi și scorul total au avut valori cuprinse între 0.34 și 0.75 ($Mdn_{rpb} = 0.61$). De asemenea, instrumentul HAS a evidențiat valori foarte bune ale consistenței interne pentru versiunile destinate femeilor lesbiene ($\alpha = 0.93$; $N_{5.1.} = 117$ studenți) sau bărbaților *gay* ($\alpha = 0.93$; $N_{5.2.} = 97$ studenți), precum și o valoare satisfăcătoare a fidelității test-retest ($r = 0.71$; $N_6 = 80$ studenți; retestul a fost efectuat la o lună după prima testare). Versiunile

instrumentului HAS care au fost administrate pentru măsurarea atitudinilor doar față de femeile lesbiene ($N_{5.1.} = 117$ studenți), doar față de bărbații *gay* ($N_{5.2.} = 97$ studenți) sau față de persoanele cu orientare homosexuală în general ($N_3 = 252$ studenți) au evidențiat scoruri medii similare. M. E. Kite și K. Deaux (1986) recomandă ca un al patrulea item („Persoanelor *gay*/lesbiene le place să se îmbrace cu haine ale sexului opus”) să nu fie luat în considerare deoarece a evidențiat atât o valoare modestă a saturației în factorul latent ($\gamma = 0.29$), cât și valori modeste ($r_{pb} = 0.34$; $N_4 = 1342$ studenți) sau scăzute ($r_{pb} = 0.10$ și $N_{5.1.} = 117$ studenți; $r_{pb} = 0.18$ și $N_{5.2.} = 97$ studenți) ale corelației cu scorul total. Validitatea de construct (convergentă) a versiunii cu 21 itemi a fost dovedită prin corelația egală cu 0.50 ($p < 0.001$; $N_7 = 630$ studenți) dintre scorul total la HAS și scorul la o scală care operaționalizează atitudinea față de feminism (E.R. Smith, M.M. Ferree și F.D. Miller). Astfel, subiecții care au manifestat o atitudine mai favorabilă față de rolurile tradiționale ale femeilor și bărbaților au tins, de asemenea, să exprime o atitudine negativă față de persoanele cu orientare homosexuală. Într-un alt studiu (Kite, 1991), prin care s-a urmărit furnizarea unor dovezi suplimentare cu privire la proprietățile psihometrice, 838 studenți care frecventau un curs de introducere în psihologie, respective, 24 membri ai unui grup pentru apărarea drepturilor persoanelor *gay* și lesbiene au completat instrumentul HAS. Comparativ cu studenții, respondenții care erau bărbați *gay* sau femei lesbiene au raportat o atitudine mai pozitivă față de persoanele cu orientare homosexuală, rezultat care s-a exprimat printr-un scor mediu la HAS semnificativ mai ridicat. Din nou, versiunile instrumentului HAS prin care au fost vizate atitudinile doar față de femeile lesbiene, doar față de bărbații *gay* sau față de persoanele cu orientare homosexuală în general nu au avut un impact semnificativ asupra scorurilor pe care subiecții le-au obținut.

Versiunea finală a instrumentului HAS (care a fost administrată în prezentul studiu) include 21 itemi cu proprietăți psihometrice bune. Pentru fiecare item, răspunsul poate fi scorat cu 1–5 puncte în funcție de varianta selectată. Scorul total al unui subiect se obține prin însumarea scorurilor la itemi (domeniul de variație posibil: 21–105). Scorul ridicat este indicator al atitudinii pozitive față de persoanele cu orientare homosexuală.

3. PREZENTUL STUDIU

3.1. SCOP

Prezentul studiu și-a propus: a) traducerea în limba română, respectiv, adaptarea din punct de vedere lingvistic și cultural a instrumentului HAS; b) evaluarea proprietăților psihometrice ale versiunii în limba română; ne referim la validitatea de construct (structura factorială, validitatea convergentă și validitatea discriminantă), validitatea de criteriu (concurrentă), respectiv la fidelitate

(proprietățile itemilor considerați individual și consistența internă a ansamblului itemilor).

3.2. PARTICIPANȚI ȘI PROCEDURĂ

Datele la care ne vom referi în prezenta lucrare provin din prelucrarea răspunsurilor pe care 535 studenți, masteranzi și cursanți care erau înscriși în programul de formare psihopedagogică în vederea certificării competențelor pentru profesia didactică le-au dat la un protocol standardizat care a inclus opt chestionare și scale printre care s-a numărat și versiunea în limba română pentru HAS. Protocolul a fost administrat în contextul unui amplu studiu prin care s-au urmărit dimensiunile psiho-socio-culturale ale homosexualității din perspectiva contemporană românească. Bazinul de recrutare a participanților a inclus următoarele centre universitare: Universitatea „Vasile Alecsandri” din Bacău, Universitatea „Dunărea de Jos din Galați”, Universitatea „Alexandru Ioan Cuza” din Iași, Universitatea „Petre Andrei” din Iași și Universitatea din Oradea.

Eșantionul final a inclus 432 participanți de sex feminin și 103 de sex masculin. În momentul colectării datelor, participanții aveau vârste cuprinse între 18 și 52 ani ($m = 24.82$; *mediana* = 21; $s = 8.08$). Distribuția acestora în funcție nivelul educației (ultimele studii pe care le absolviseră) s-a prezentat, după cum urmează: liceu – 311, școală postliceală – 16, studii universitare de licență – 157, studii universitare de master – 51. Programele de studii pe care participanții le urmaseră sau în care erau înscriși au inclus: biologie – 7, drept – 3, Departamentul pentru Pregătirea Personalului Didactic – 34, educație fizică și sport – 60, economie – 14, inginerie – 41, litere – 66, matematică – 4, pedagogia învățământului primar și preșcolar – 170, psihologie – 131, strategii inovative în educație – 5.

Participanților li s-a solicitat să indice cultul religios pe care îl practicau. Astfel, a rezultat următoarea distribuție: adventist – 9, baptist – 7, catolic – 49, evanghelist – 2, greco-catolic – 3, neoprotestant – 3, creștin-ortodox – 413, penticostal – 9, protestant – 1, creștin reformat – 6, romano-catolic – 8, fără cult religios – 15, neprecizat – 10. În ceea ce privește orientarea sexuală, distribuția răspunsurilor a fost: heterosexuală – 458, homosexuală – 2, bisexuală – 14, asexuală – 4, participantul nu era sigur – 5, participantul nu dorea să răspundă – 52. În ceea ce privește distribuția participanților în funcție de autoevaluarea pe axa conservatorism-liberalism prin raportarea la propriile lor ideologii și la stilul de viață în general, s-au obținut următoarele rezultate: persoane foarte conservatoare – 4, persoane conservatoare – 58, persoane oarecum conservatoare – 139, persoane oarecum liberale – 169, persoane liberale – 139, persoane foarte liberale – 26.

Două sute treizeci și patru dintre participanți intraseră ocazional în contact cu o persoană care le declarase că era *gay* sau lesbiană. Mai mult, 114 din totalul

participanților erau angajați într-o relație de prietenie sau amicitie cu o persoană despre care știau că avea orientare homosexuală.

Colectarea datelor a fost realizată în perioada februarie 2018–octombrie 2019. Răspunsurile la chestionare și scale au fost anonime pentru a se controla efectul dezirabilității din punct de vedere social.

3.3. TRADUCEREA ÎN LIMBA ROMÂNĂ ȘI ADAPTAREA INSTRUMENTULUI HAS

Pentru a se obține versiunea în limba română a instrumentului HAS a fost utilizată tehnica bazată pe traducere paralelă și retroversiune (Hambleton și de Jong, 2003; ITC, 2017). Tabelul nr. 1 listează itemii din versiunea originală în limba engleză, respectiv itemii echivalenți din versiunea finală în limba română. Într-un prim pas, versiunea originală în limba engleză a instrumentului HAS a fost tradusă în limba română în paralel de către autorii prezentului studiu, respectiv un cadru didactic de specialitate (conferențiar universitar doctor la Facultatea de Litere, programul de studii de licență *Limba și literatura engleză–limba și literatura franceză*, Universitatea „Vasile Alecsandri” din Bacău). Traducerile au fost efectuate fără ca autorii prezentei lucrări să se consulte cu traducătorul independent (engl. *double-blind translation*). Pentru fiecare dintre itemi, s-a avut grijă ca echivalentele în limba română să nu modifice sensul scalei destinată răspunsurilor

Tabelul nr. 1

Itemii din versiunea finală în limba română a instrumentului HAS

Itemii din versiunea originală în limba engleză	Itemii din versiunea finală în limba română
1. I would not mind having a homosexual friend.	1. Nu m-ar deranja să am un (o) prieten(ă) cu orientare homosexuală (scorare inversă).
2. Gay/lesbian people like to dress up in the opposite sex's clothing ^a .	2. Persoanelor <i>gay</i> /lesbiene le place să se îmbrace cu haine ale sexului opus.
3. Finding out that an artist was gay/lesbian would have no effect on my appreciation of his/her work.	3. Dacă aș afla că un artist este <i>gay</i> /lesbiană, acest lucru nu ar avea niciun efect asupra aprecierii mele pentru munca sa (scorare inversă).
4. I won't associate with known homosexuals if I can help it.	4. Nu m-aș asocia cu persoane homosexuale cunoscute, chiar și dacă aș putea să le ajut.
5. I would look for a new place to live if I found out my roommate was gay/lesbian.	5. Dacă aș afla că unul dintre colegii mei/una dintre colegele mele de cameră este <i>gay</i> /lesbiană, mi-aș căuta o locuință nouă.
6. Homosexuality is a mental illness.	6. Homosexualitatea este o boală mintală.
7. I would not be afraid for my child to	7. Nu mi-ar fi teamă ca propriul meu copil să

have a homosexual teacher.	aibă un profesor cu orientare homosexuală (scorare inversă).
8. Gays/lesbians dislike members of the opposite sex.	8. Bărbaților <i>gay</i> /femeilor lesbiene le displac persoanele de sex opus.
9. I do not really find the thought of homosexual acts disgusting.	9. Nu cred cu adevărat că actele homosexuale sunt dezgustătoare (scorare inversă).
10. Homosexuals are more likely to commit deviant sexual acts, such as child molestation, rape, and voyeurism (Peeping Toms), than are heterosexuals.	10. Comparativ cu persoanele heterosexuale, cele cu orientare homosexuală sunt mai predispuse să comită acte sexuale deviante, precum molestarea unui copil, violul sau <i>voyeurism</i> -ul.
11. Homosexuals should be kept separate from the rest of society (i.e., separate housing, restricted employment).	11. Persoanele cu orientare homosexuală ar trebui să fie separate de restul societății (de exemplu, să li se restricționeze posibilitatea de a se angaja pe piața muncii).
12. Two individual of the same sex holding hands or displaying affection in public is revolting.	12. Este revoltător să vezi două persoane de același sex care se țin de mână sau își exprimă afecțiunea în public.
13. The love between two males or two females is quite different from the love between two persons of the opposite sex.	13. Dragostea dintre doi bărbați sau dintre două femei este destul de diferită de dragostea dintre două persoane de sex opus.
14. I see the gays and lesbians movement as a positive thing.	14. Pentru mine, mișcările sociale ale comunității formată din persoane <i>gay</i> și lesbiene sunt un lucru pozitiv (scorare inversă).
15. Homosexuality, as far as I'm concerned, is not sinful.	15. După părerea mea, homosexualitatea nu este nu păcat (scorare inversă).
16. I would not mind being employed by a homosexual.	16. Nu m-ar deranja să fiu angajat(ă) de o persoană cu orientare homosexuală (scorare inversă).
17. Homosexuals should be forced to have psychological treatment.	17. Persoanele cu orientare homosexuală ar trebui să fie forțate să meargă la psihoterapie.
18. The increasing acceptance of homosexuality in our society is aiding in the deterioration of morals.	18. Acceptarea din ce în ce mai mare a homosexualității în societatea noastră contribuie la degradarea morală.
19. I would not decline membership in an organization just because it had homosexual members.	19. Nu aș refuza să fac parte dintr-o organizație doar pentru că aceasta include membri care sunt persoane cu orientare homosexuală (scorare inversă).
20. I would vote for a homosexual in an election for public office.	20. Aș vota o persoană cu orientare homosexuală la alegerile pentru o funcție publică (scorare inversă).

21. If I knew someone were gay/lesbian, I would still go ahead and form a friendship with that individual.	21. Chiar dacă aş şti că cineva este <i>gay/lesbiană</i> , aş merge mai departe şi aş stabili o relaţie de prietenie cu acel bărbat/acea femeie (scorare inversă).
22. If I were a parent, I could accept my son/daughter being gay/lesbian.	22. Dacă aş fi părinte, aş putea accepta că fiul meu/fiica mea este <i>gay/lesbiană</i> (scorare inversă).

Notă: ^a Kite şi Deaux (1986) au recomandat eliminarea acestui item din conţinutul instrumentului HAS, deoarece, în studiul iniţial, saturaţia itemului în factorul latent şi corelaţia cu scorul total au fost scăzute atât pentru versiunea prin care s-a urmărit măsurarea atitudinii faţă de bărbaţii *gay*, cât şi pentru cea prin care a fost operaţionalizată atitudinea faţă de femeile lesbiene. Prin urmare, itemul nu a făcut parte din versiunea finală în limba română care a fost administrată în studiul pe care l-am realizat.

După rafinarea formulărilor în limba română, versiunea de lucru a fost tradusă în limba engleză de către un alt cadru didactic universitar (Facultatea de Litere, Universitatea „Vasile Alecsandri” din Bacău) cu experienţă în predarea limbii engleze. În al treilea pas al demersului pe care l-am realizat, versiunea originală în limba engleză a instrumentului HAS a fost comparată cu cea rezultată prin traducerea în limba engleză a versiunii de lucru în limba română care a fost stabilită în prima etapă. Această comparaţie a condus la unele modificări şi rafinări ale formulărilor itemilor, astfel rezultând versiunea finală în limba română care a fost inclusă în protocolul standardizat administrat participanţilor la studiu.

Pe parcursul procesului traducerii din limba engleză în limba română a instrumentului HAS, al retroversiunii şi al perfectării versiunii de lucru finale, niciun item nu a fost eliminat sau modificat în mod semnificativ în ceea ce priveşte conţinutul. Traducerea în limba română şi adaptarea itemilor din versiunea originală la specificul lingvistic al limbii române şi la contextul cultural autohton au fost realizate astfel încât itemii să-şi păstreze semnificaţiile stabilite de către Kite şi Deaux (1986) şi, prin aceasta, validitatea de conţinut şi cea aparentă (Hambleton şi de Jong, 2003; Muñiz, Elosua şi Hambleton, 2013).

3.4. ANALIZA STATISTICĂ A DATELOR

Datele cantitative au fost analizate utilizându-se aplicaţiile *SPSS for Windows 20.0* (IBM SPSS, Chicago, IL) şi *AMOS 20.0* (Arbuckle, 2021). Pentru distribuţiile scorurilor pe care participanţii la studiu le-au obţinut la itemii versiunii în limba română a instrumentului HAS au fost calculaţi indicatorii simetriei (*skewness*) şi boltirii (*kurtosis*) în vederea evaluării normalităţii. Valoarea indicatorului *skewness* tinde să distorsioneze rezultatele testelor comparative, însă mult mai problematică este cea a indicatorului *kurtosis*. Aceasta poate să aibă un impact sever asupra acurateţii rezultatelor obţinute prin proceduri care se bazează pe variante şi covarianţe, aşa cum este analiza factorială confirmatorie (Byrne, 2010). Pentru o

variabilă cantitativă ale cărei valori sunt normal distribuite, simetria și boltirea trebuie să fie egale cu zero (dacă distribuția este analizată cu programe statistice care iau în considerare acest reper). Unii autori (Bowen și Guo, 2012; Morgan, Barrett, Leech și Gloeckner, 2019) oferă drept repere critice intervalul $[-1.00; 1.00]$, în timp ce alții restrâng intervalul la ± 0.80 (Sava, 2011).

Parametrii modelelor factoriale ipotetice pentru versiunile în limba română ale instrumentelor HAS, ATLG-R-S-10 (ATLG-R-S-9 pentru versiunea în limba română), ATSS (ATSS-10 pentru versiunea în limba română), CRS-5, BFI-O și PDS-IM au fost obținuți utilizându-se analiza factorială confirmatorie prin metoda verosimilității maxime. Aceasta este mai robustă în raport cu distorsiunile care pot fi cauzate de mărimea eșantionului din care provin datele de *input*, precum și cu abaterea de la condiția normalității a distribuțiilor variabilelor observate (Byrne, 2010). Adecvarea din punct de vedere statistic a modelelor testate a fost evaluată utilizându-se următorii indicatori (Bowen și Guo, 2012; Byrne, 2010; Schermelleh-Engel, Moosbrugger și Müller, 2003): a) χ^2 (testul exact al lui Fisher) și gradul de libertate (*df*), respectiv pragul semnificației statistice (*p*) asociate acestui test; b) raportul χ^2/df ; c) SRMR (engl. *standardized root mean square residual*); d) NFI (engl. *normed fit index*); e) CFI (engl. *comparative fit index*); f) RMSEA (engl. *root mean square error of approximation*). Indicatorul RMSEA arată în ce măsură parametrii estimați pentru un model de măsurare ipotetic aproximează valorile pentru întreaga populație din care a fost extras eșantionul de subiecți. Deoarece indicatorul RMSEA este sensibil la specificațiile inadecvate ale relațiilor dintre variabilele observate și este însoțit de un interval de încredere, utilizarea sa în modelarea bazată pe ecuații structurale este puternic recomandată (Byrne, 2010).

Un model factorial poate fi evaluat ca având o adecvare globală foarte bună din punct de vedere statistic atunci când (Byrne, 2010; Schermelleh-Engel, Moosbrugger și Müller, 2003; Schumacker și Lomax, 2010): a) valoarea testului χ^2 nu este semnificativă statistic și raportul $\chi^2/df < 2.00$; b) valorile pentru indicatorii NFI și CFI sunt mai mari decât 0.95; c) valoarea lui SRMR este cât mai apropiată de zero; d) valoarea lui RMSEA este mai mică decât 0.05, limitele intervalului de încredere sunt cât mai apropiate de valoarea lui RMSEA și limita inferioară este cât mai apropiată de zero. Unii autori (Schermelleh-Engel, Moosbrugger și Müller, 2003) sugerează ca valori pentru raportul χ^2/df , cuprinse între 2.00 și 3.00, o valoare pentru RMSEA cuprinsă între 0.05 și 0.08, respectiv o valoare pentru CFI cuprinsă între 0.90 și 0.95 sunt indicatori ai unui nivel satisfăcător al adecvării din punct de vedere statistic a unui model factorial ipotetic. Pentru selectarea celui mai adecvat dintre modelele factoriale alternative pe care le-am testat a fost utilizat un indicator suplimentar, și anume AIC (engl. *Akaike's Information Criterion*). Acesta servește comparării a două sau mai multe modele testate prin modelarea pe bază de ecuații structurale (inclusiv modele de măsurare evaluate cu ajutorul analizei factoriale confirmatorie). Criteriul AIC se referă la „cantitatea” de informație și la gradul adecvării statistice pe care le aduce un model (Akaike, 1987). Atunci când

cercetătorul are de ales între două sau mai multe modele, va trebui să selecteze modelul cu cea mai mică valoare a indicatorului AIC, deoarece acesta are cea mai bună adecvare statistică și este cel mai relevant în raport cu obiectivul reprezentării relațiilor dintre variabilele observate.

Pentru (sub)scalele corespunzătoare dimensiunilor latente obținute prin analizele factoriale confirmatorii a fost calculată consistența internă. Atunci când itemii au răspunsuri posibile distribuite pe o scală cu alegere multiplă, coeficientul α conceptualizat de J. L. Cronbach este cel mai adecvat pentru estimarea consistenței interne. Acesta poate lua valori între 0 și 1. Pentru a concluziona că un instrument unidimensional are consistență internă și este util în scopuri de cercetare este necesară o valoare a coeficientului $\alpha \geq 0.70$ (Nunnally și Bernstein, 1994). Pentru instrumentele care conțin un număr scăzut de itemi (de exemplu, cuprins între 3 și 5) sunt acceptabile valori ale coeficientului α cuprinse între 0.60 și 0.70.

Comparațiile mediilor scorului la HAS în funcție de sexul participanților la studiu, nivelul educației, programul de studii universitare de licență/master în care erau înscriși, contactul anterior și relația de prietenie cu o persoană gay/lesbiană, respectiv autoevaluarea pe axa conservatorism-liberalism au fost efectuate utilizându-se testul t_{Student} pentru două eșantioane independente ($p = 0.05$ a fost considerată valoarea de referință în vederea stabilirii semnificației statistice). Pentru diferențele semnificative din punct de vedere statistic a fost calculată mărimea efectului utilizându-se coeficientul d_{Cohen} . Interpretarea semnificației acestuia a fost realizată ținându-se cont de următoarele repere (Cohen, 1992): 0.20 – efect de mărime scăzută, 0.50 – efect de mărime moderată, 0.80 – efect de mărime ridicată.

3.5. PROTOCOLUL STANDARDIZAT ADMINISTRAT PARTICIPANȚILOR LA STUDIU

În studiul care și-a concentrat atenția pe dimensiunile psiho-socio-culturale ale homosexualității din perspectiva contemporană românească, participanții au răspuns la 127 de itemi (opt instrumente) care au operaționalizat: a) caracteristicile socio-demografice; b) orientarea sexuală; c) autoevaluarea religiozității – versiunea în limba română pentru instrumentul *Centrality of Religiosity Scale-5* (CRS-5; Huber și Huber, 2012); d) autoevaluarea deschiderii personale pe axa conservatorism-liberalism ținând cont de propriile ideologii și de stilul de viață (scală cu șase ancore verbale distribuite gradual de la *persoană foarte conservatoare* la *persoană foarte liberală*); e) contactul interpersonal ocazional și prietenia cu o persoană gay/lesbiană; f) importanța pe care subiectul homosexualității o are pentru societatea românească (scală cu șase ancore verbale distribuite gradual de la *deloc importantă* la *foarte importantă*); g) cunoștințele factuale și stereotipurile despre homosexualitate – versiunea în limba română pentru instrumentul *Knowledge About Homosexuality Questionnaire* (KHQ; Harris,

Nightengale și Owen, 1995); h) reprezentarea socială a homosexualității (aceasta a fost investigată prin tehnica asociațiilor libere); i) atitudinea față de persoanele cu orientare homosexuală și chestiunea homosexualității în general – versiunile traduse în limba română pentru *Index of Attitudes Toward Homosexuals* (IAH; Hudson și Ricketts, 1980), *ATLG-R-S-10* (Herek, 1984; Bulboacă și Robu, 2021 – pentru versiunea în limba română/*ATLG-R-S-9*), respectiv *Homosexuality Attitude Scale* (HAS; Kite, 1991; Kite și Deaux, 1986); j) atitudinea față de sexualitate în general – versiunea în limba română (*ATSS-10*; Robu și Bulboacă, 2019) pentru instrumentul *Attitudes Toward Sexuality Scale* (*ATSS*; Fisher și Hall, 1988); k) factorul personalității referitor la deschiderea din punct de vedere mental și în ceea ce privește experiențele personale – versiunea în limba română pentru scala *Openness* din *Big Five Inventory* (*BFI-O*; John, Donahue și Kentle, 1991; John, Naumann și Soto, 2008); l) tendința de a minți intenționat – versiunea în limba română pentru instrumentul *Paulhus Deception Scale-Impression Management* (*PDS-IM*; Paulhus, 1998). În cele ce urmează, ne vom referi la instrumentele *ATLG-R-S-9*, *ATSS-10*, *CRS-5* și *BFI-O* care au fost utilizate pentru evaluarea validității de construct (convergentă și discriminantă) a instrumentului HAS. De asemenea, vom prezenta instrumentul *PDS-IM* care a fost administrat simultan pentru estimarea acurateței răspunsurilor pe care participanții la studiu le-au oferit la celelalte scale și chestionare (inclusiv la HAS). Proprietățile psihometrice ale versiunii în limba română pentru instrumentul IAH vor fi analizate și prezentate într-o lucrare separată.

ATLG-R-S-9. Instrumentul *ATLG-R-S-10* (Herek, 1984) este unul dintre cele mai cunoscute în domeniul măsurării atitudinilor generale față de bărbații *gay* și femeiele lesbiene. Participanții la studiul care s-a preocupat de dimensiunile psiho-socio-culturale ale homosexualității din perspectiva contemporană românească au completat versiunea în limba română (Bulboacă și Robu, 2021) a instrumentului *ATLG-R-S-10*. Acesta este unul dintre cele mai populare instrumente moderne pentru măsurarea prejudecăților cu privire la orientarea sexuală a unei persoane și a constituit obiectivul a numeroase studii de factură psihometrică (Cardenas și Barrientos, 2008; DeSouza, Solberg și Elder, 2007; Detenber *et al.*, 2007; Gelbal și Duyan, 2006; Hegarty, 2002; Herek, 1984; 1994; Herek și Gonzalez-Rivera, 2006; Mohipp și Morry, 2004; Stoevers și Morera, 2008; van de Meerendonk, Eisinga și Felling, 2003; pentru o sinteză a proprietăților psihometrice, a se vedea Herek și McLemore, 2011). În România, instrumentul *ATLG-R-S-10* a fost testat din punct de vedere psihometric pe un eșantion de subiecți care a inclus 496 studenți, masteranzi și cursanți la programe de studii postuniversitare oferite de către Departamentul pentru Pregătirea Personalului Didactic (Bulboacă și Robu, 2021). Pentru versiunea rezultată în urma analizei factoriale confirmatorie ($k = 9$ itemi; un singur factor latent și trei perechi de erori corespunzătoare itemilor corelate între ele), autorii studiului au raportat o valoare foarte bună a consistenței interne ($\alpha_{\text{Cronbach}} = 0.91$), cu rezultate similare pentru

subeșantioanele diferențiate în funcție de sexul subiecților. Itemul eliminat („În țările în care sunt în vigoare, legile care interzic relația sexuală cu consimțământ între două femei adulte ar trebui abolite”) a prezentat o saturație foarte scăzută în factorul latent ($\gamma_{\text{std.}} = 0.10$; $p = 0.023$). Corelațiile dintre scorurile pentru ceilalți nouă itemi reținuți în modelul final au avut valori cuprinse între 0.15 și 0.77 ($Mdn_{\text{corelații}} = 0.57$). Valorile corectate pentru corelațiile dintre scorurile la itemi și scorul total au fost cuprinse între 0.36 și 0.80 ($Mdn_{\text{corelații}} = 0.75$).

În prezentul studiu, participanții au completat versiunea tradusă în limba română a instrumentului ATLG-R-S-10. Aceasta a inclus zece itemi, dintre care cinci (de exemplu, „Cred că bărbații homosexuali sunt dezgustători” sau „În rândul bărbaților, homosexualitatea este, pur și simplu, un stil de viață diferit care nu ar trebui condamnat”) au operaționalizat atitudinea față de bărbații *gay*, în timp ce restul itemilor (de exemplu, „Homosexualitatea în rândul femeilor este un păcat” sau „Lesbienele sunt persoane bolnave”) s-au referit la atitudinea față de femeile lesbiene. La fiecare dintre itemi, răspunsul poate fi oferit pe o scală de tip Likert cu cinci ancore verbale distribuite gradual de la 1 – *dezacord total* la 5 – *acord total*. Scorul pentru fiecare subscală, precum și scorul total pentru întreaga scală pot fi obținute prin calcularea mediei scorurilor pentru itemii corespunzători (domeniul de variație posibil: 1–5). Scorurile ridicate indică atitudinea negativă față de bărbații *gay* și femeile lesbiene.

Într-un prim model de măsurare ipotetic, toți itemii instrumentului ATLG-R-S-10 au fost constrânși să satureze un singur factor (denumit *atitudine față de bărbați gay și lesbiene*). Nu a fost impusă nicio altă constrângere în ceea ce privește intercorelarea erorilor corespunzătoare itemilor. Adecvarea globală din punct de vedere statistic nu a fost satisfăcătoare, deoarece: $\chi^2 = 329.36$; $df = 35$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 9.41$; SRMR = 0.066; NFI = 0.866; CFI = 0.878; RMSEA = 0.125; $CI_{90\%} \text{ RMSEA} = 0.113 - 0.138$; AIC = 369.365. În plus, la fel ca în studiul pe care l-am citat (Bulboacă și Robu, 2021), pentru itemul „În țările în care sunt în vigoare, legile care interzic relația sexuală cu consimțământ între două femei adulte ar trebui abolite”, valoarea saturației ($\gamma_{\text{std.}} = 0.15$) a fost mult mai scăzută decât saturațiile evidențiate pentru ceilalți itemi, deși a fost semnificativă din punct de vedere statistic ($p < 0.001$). Prin urmare, acest item a fost eliminat și analiza factorială a fost efectuată numai pentru nouă itemi fără a se impune vreo constrângere în ceea ce privește corelarea erorilor corespunzătoare acestora. Pentru modelul rezultat, adecvarea din punct de vedere statistic nu a fost satisfăcătoare: $\chi^2 = 293.61$; $df = 27$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 10.87$; SRMR = 0.063; NFI = 0.878; CFI = 0.887; RMSEA = 0.136; $CI_{90\%} \text{ RMSEA} = 0.122 - 0.150$; AIC = 329.613. Sugestiile pentru îmbunătățirea modelului în ceea ce privește adecvarea statistică (disponibile în *output*-ul obținut cu aplicația AMOS 20.0) ne-au condus spre intercorelarea erorilor pentru itemii 1 („Cred că bărbații homosexuali sunt dezgustători”) și 2 („Lesbienele nu corespund normelor societății noastre”), 4 („Homosexualitatea masculină este o expresie naturală a sexualității bărbaților”) și 8 („În rândul

bărbaților, homosexualitatea este, pus și simplu, un stil de viață diferit care nu ar trebui condamnat”), respectiv 7 („Prin ea însăși, homosexualitatea în rândul femeilor nu reprezintă o problemă decât dacă societatea o transformă într-o problemă”) și 8. Aceste constrângeri au produs o îmbunătățire substanțială a adecvării noului model din punct de vedere statistic: $\chi^2 = 99.72$; $df = 24$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 4.15$; SRMR = 0.035; NFI = 0.959; CFI = 0.968; RMSEA = 0.077; CI_{90 %} RMSEA = 0.062 – 0.093; AIC = 141.726. Valorile standardizate ale saturațiilor pe care itemii le-au evidențiat în factorul latent au fost cuprinse între 0.31 și 0.80 ($p < 0.001$). Corelațiile dintre erorile corespunzătoare perechilor de itemi 1 și 2, 4 și 8, respectiv 7 și 8 au fost egale cu 0.39, 0.25, respectiv 0.38 ($p < 0.001$). Valorile corectate ale corelațiilor dintre scorurile pentru cei nouă itemi și scorul total la ATLG-R-S-9 au fost cuprinse între 0.22 și 0.73, iar consistența internă a fost foarte bună ($\alpha_{\text{Cronbach}} = 0.88$).

A fost testat și un al patrulea model care a inclus doi factori latenți intercorelați (cinci dintre cei nouă itemi au fost constrânși să satureze un factor ipotetic referitor la atitudinea față de bărbații *gay* și ceilalți patru itemi un al doilea factor referitor la atitudinea față de femeile lesbiene). Nu au fost impuse constrângeri în ceea ce privește intercorelarea erorilor corespunzătoare itemilor. Deși valorile standardizate ale saturațiilor pe care itemii le-au prezentat în cei doi factori au fost cuprinse între 0.21 și 0.78 ($p < 0.001$), adecvarea globală din punct de vedere statistic nu a fost satisfăcătoare: $\chi^2 = 290.57$; $df = 26$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 11.17$; SRMR = 0.063; NFI = 0.879; CFI = 0.888; RMSEA = 0.138; CI_{90 %} RMSEA = 0.124 – 0.153; AIC = 328.578. În plus, corelația dintre factori a fost foarte ridicată ($\lambda = 0.98$; $p < 0.001$), rezultat care sugerează existența mai degrabă a unei singure dimensiuni latente pe care itemii instrumentului ATLG-R-S-9 o surprind.

ATSS-10. Sexualitatea se referă la modalitățile în care indivizii umani experimentează propria lor sexualitate și se exprimă din punct de vedere sexual (Ferrante, 2014). Acest domeniu acoperă un spectru larg de cogniții, reprezentări mentale, emoții, atitudini și modele de comportament. În prezentul studiu, participanții au completat versiunea în limba română (Robu și Bulboacă, 2019) pentru instrumentul *Attitudes Toward Sexuality Scale* (ATSS; Fisher și Hall, 1988). Instrumentul a fost proiectat și testat din punct de vedere psihometric în contextul unui studiu prin care s-a urmărit compararea atitudinilor pe care adolescenții le au față de sexualitate cu cele ale părinților. În versiunea inițială ($k = 13$ itemi recomandați de către autori), instrumentul operaționalizează aspecte ale sexualității umane atât din perspectiva deschiderii mentale spre chestiuni precum avortul, contactele sexuale atent informate, prostituție, relațiile sexuale premaritale sau orientarea homosexuală (așa-numiții itemi „liberali”), cât și din perspectiva distanțării din punct de vedere cognitiv și social față de aspecte precum nudismul, informarea despre metodele contraceptive, circulația materialelor pornografice, contactele sexuale premaritale sau bolile venerice (itemi „conservatori”). Participanții la prezentul studiu au răspuns la itemi (de exemplu, „Locurile

amenajate pentru nudiști ar trebui să fie complet interzise prin lege” sau „Comportamentul sexual al unei persoane este treaba ei și nimeni nu ar trebui să o judece în legătură cu acesta”) utilizând o scală cu cinci ancore verbale distribuite gradual de la 1 – *dezacord total* la 5 – *acord total*. Scorul total se obține prin însumarea scorurilor la itemi (domeniul de variație posibil: 13–65). Scorul ridicat semnifică atitudinea liberală față de domeniul sexualității.

În prezentul studiu, modelul ipotetic ($k = 13$ itemi) cu un singur factor latent și fără nicio constrângere în ceea ce privește corelarea erorilor corespunzătoare itemilor a evidențiat o adecvare slabă din punct de vedere statistic: $\chi^2 = 434.44$; $df = 65$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 6.68$; SRMR = 0.086; NFI = 0.736; CFI = 0.765; RMSEA = 0.103; CI_{90 %} RMSEA = 0.094 – 0.112; AIC = 486.445. În plus, pentru itemii 4 („Părinții ar trebui să știe dacă copiii lor cu vârste sub 18 ani au mers la un specialist pentru a se informa despre metode contraceptive” – $\gamma_{std.} = -0.13$, $p = 0.006$), 5 („Autoritățile guvernamentale ar trebui să încerce mai mult să prevină distribuirea materialelor pornografice” – $\gamma_{std.} = 0.10$, $p = 0.025$) și 6 („Prostituția ar trebui să fie legalizată” – $\gamma_{std.} = 0.14$, $p = 0.003$), saturațiile în factorul latent au fost problematice (pentru restul itemilor, valorile standardizate ale saturațiilor au fost cuprinse între 0.37 și 0.78, $p < 0.001$). Din acest motiv, cei trei itemi au fost eliminați și a fost testat un al doilea model cu un singur factor latent și fără nicio constrângere în ceea ce privește intercorelarea erorilor corespunzătoare itemilor. Deși valorile standardizate ale saturațiilor în factorul latent pe care itemii le-au avut au fost cuprinse între 0.36 și 0.79 ($p < 0.001$), adecvarea modelului din punct de vedere statistic nu a fost satisfăcătoare: $\chi^2 = 149.96$; $df = 35$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 4.28$; SRMR = 0.055; NFI = 0.888; CFI = 0.911; RMSEA = 0.078; CI_{90 %} RMSEA = 0.066 – 0.092; AIC = 189.965. Un al treilea model testat a inclus tot un singur factor latent ipotetic, zece itemi și o constrângere cu privire la corelarea erorilor pentru itemii 10 („Comportamentul homosexual este o variație acceptabilă a preferințelor sexuale”) și 12 („Comportamentul sexual al unei persoane este treaba ei și nimeni nu ar trebui să o judece în legătură cu acesta”). Modelul astfel rezultat a prezentat o adecvare ușor îmbunătățită, deoarece: $\chi^2 = 126.60$; $df = 34$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 3.72$; SRMR = 0.051; NFI = 0.906; CFI = 0.929; RMSEA = 0.071; CI_{90 %} RMSEA = 0.058 – 0.085; AIC = 168.603. Valorile standardizate ale saturațiilor în factorul latent au fost cuprinse între 0.35 și 0.79 ($p < 0.001$), iar corelația dintre erorile corespunzătoare itemilor 10 și 12 a fost egală cu 0.21 ($p < 0.001$). De asemenea, a fost testat un al patrulea model metric ($k = 10$ itemi) care a inclus doi factori latenți intercorelați. Cinci dintre itemii „liberali” au fost constrânși să satureze un factor ipotetic denumit *atitudinea liberală față de sexualitate* și cinci dintre itemii „conservatori” au fost constrânși să satureze un al doilea factor denumit *atitudinea conservatoare față de sexualitate*. Nu a fost impusă nicio constrângere în ceea ce privește intercorelarea erorilor. Modelul astfel obținut a prezentat o adecvare bună din punct de vedere statistic ($\chi^2 = 77.39$; $df = 34$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 2.27$; SRMR = 0.037; NFI = 0.942; CFI = 0.967; RMSEA = 0.049;

$CI_{90\%} RMSEA = 0.034 - 0.063$; $AIC = 119.391$) care a fost superioară rezultatelor obținute pentru toate celelalte trei modele la care ne-am referit mai sus. Din acest motiv, modelul a fost reținut. Pentru factorul referitor la atitudinea liberală față de sexualitate, valorile standardizate ale saturațiilor itemilor au fost cuprinse între 0.43 și 0.63 ($p < 0.001$), iar pentru factorul referitor la atitudinea conservatoare între 0.49 și 0.80 ($p < 0.001$). Corelația dintre cei doi factori latenți ($\lambda = 0.74$; $p < 0.001$) justifică relativa lor independență din punct de vedere psihometric și conceptual. Corelația dintre scalele corespunzătoare factorilor a fost egală cu - 0.53 ($p < 0.001$). Pentru atitudinea liberală față de sexualitate, valorile corectate ale corelațiilor dintre scorurile la itemi și scorul total au fost cuprinse între 0.33 și 0.50. Pentru atitudinea conservatoare, valorile corectate ale corelațiilor dintre scorurile la itemi și scorul total au fost cuprinse între 0.43 și 0.67. Valorile consistenței interne au fost egale cu 0.65 pentru atitudinea liberală față de sexualitate, respectiv 0.78 pentru atitudinea conservatoare. Pentru fiecare dintre aceste subscale a fost calculat câte un scor total prin însumarea scorurilor la itemii corespunzători (domeniul de variație posibil: 5–25). Scorurile ridicate au fost interpretate ca indicatori ai atitudinii liberale, respectiv ai celei conservatoare pe care o persoană poate să o manifeste față de sexualitatea individului uman în general.

CRS-5. Religiozitatea (importanța acordată religiei în viața personală și implicarea în activități religioase) a fost măsurată cu versiunea în limba română a instrumentului *Centrality of Religiosity Scale-5* (CRS-5; Huber și Huber, 2012). Acesta operaționalizează importanța a cinci dimensiuni care sunt reprezentative pentru viața religioasă a unei persoane, și anume: practica publică (de exemplu, participarea la slujbe religioase desfășurate în Biserică), practica privată (de exemplu, rugăciunea de acasă), experiența religioasă (de exemplu, sentimentul că Dumnezeu intervine atunci când ne confruntăm cu situații sau evenimente critice), ideologia (de exemplu, credința în existența unei ființe divine) și dimensiunea intelectuală (de exemplu, frecvența preocupărilor cognitive referitoare la chestiuni de ordin religios). Este vorba despre modelul multidimensional al vieții religioase propus de către Ch. Glock care descrie modalități practice prin care constructele religioase pe care o persoană le-a achiziționat sunt modelate și activate. Atât în versiunea sa lungă, cât și în versiunile scurte, instrumentul CRS a fost administrat în peste 100 de studii din psihologia/sociologia religiilor, care au fost efectuate în mai mult de 25 de țări pe eșantioane de subiecți ($N > 100000$ subiecți) cu diferite vârste (cf. Huber și Huber, 2012).

Instrumentul CRS-5 include cinci itemi (de exemplu, „Cât de des vă gândiți la chestiuni religioase?” sau „Cât de des vă rugați?”), fiecare având alocate cinci variante de răspuns (de la 1 – *niciodată* la 5 – *foarte des* sau de la 1 – *nu cred deloc* la 5 – *sunt convins/-ă*). Pentru un respondent scorul total se obține prin însumarea scorurilor la itemi (domeniul de variație posibil: 5–25). Scorul ridicat semnifică religiozitatea. Utilizându-se răspunsurile obținute în eșantionul total de subiecți care au participat la prezentul studiu, a fost testată validitatea de construct internă a

versiunii în limba română pentru instrumentul CRS-5. Un prim model metric ipotetic a inclus un singur factor latent (denumit *religiozitate*) și cinci variabile observate (corespunzătoare scorurilor la itemi). Nu a fost impusă nicio constrângere în ceea ce privește corelarea reziduurilor asociate itemilor. Deși saturațiile pe care itemii le-au evidențiat în factorul latent au fost semnificative din punct de vedere statistic ($p < 0.001$) și au avut valori ≥ 0.64 , adecvarea globală a modelului nu a fost satisfăcătoare din punct de vedere statistic: $\chi^2 = 204.41$; $df = 5$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 40.88$; SRMR = 0.142; NFI = 0.733; CFI = 0.736; RMSEA = 0.273; $CI_{90\%} RMSEA = 0.242 - 0.306$; AIC = 224.414. Sugestiile pentru îmbunătățirea adecvării modelului din punct de vedere statistic ne-au orientat spre corelarea erorilor asociate itemilor 3 („Cât de des mergeți la slujbele religioase?”) și 4 („Cât de des treceți prin situații în care aveți sentimentul că Dumnezeu sau ceva divin intervine în viața dvs.”). Noul model a evidențiat o adecvare sensibil îmbunătățită din punct de vedere statistic, după cum urmează: $\chi^2 = 23.60$; $df = 4$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 5.90$; SRMR = 0.036; NFI = 0.969; CFI = 0.974; RMSEA = 0.096; $CI_{90\%} = 0.061 - 0.135$; AIC = 45.605. Saturațiile itemilor în factorul latent au avut valori standardizate cuprinse între 0.64 și 0.81 ($p < 0.001$). Corelația dintre erorile corespunzătoare itemilor 3 și 4 a fost egală cu 0.54 ($p < 0.001$). Valorile corectate ale corelațiilor dintre scorurile pentru itemi și scorul total la CRS-5 au fost cuprinse între 0.33 și 0.46. Consistența internă a setului format din cei cinci itemi a fost satisfăcătoare ($\alpha_{Cronbach} = 0.67$).

BFI-O. Predispoziția stabilă a personalității referitoare la deschiderea din punct de vedere mental și în ceea ce privește experiențele personale a fost operaționalizată utilizându-se versiunea în limba română pentru scala *Openness* extrasă din instrumentul *Big Five Inventory* (BFI-O; John, Donahue și Kentle, 1991). Inventarul ($k = 44$ itemi) a fost conceput pentru evaluarea eficientă și flexibilă a cinci mari dimensiuni ale personalității sau factori, și anume nevrotismul (instabilitatea emoțională), extraversiunea, deschiderea, agreabilitatea și conștiinciozitatea (John, Naumann și Soto, 2008). Factorul referitor la deschidere descrie profunzimea gândirii unei persoane și orientarea acesteia spre o gamă largă de experiențe personale (mentale), interpersonale și culturale. Acest domeniu al trăsăturilor de personalitate include fațete precum originalitatea ideilor, curiozitatea intelectuală, ingeniozitatea gândirii, inventivitatea, orientarea spre interese literare, filosofice sau artistice etc. În prezentul studiu, participanții au completat zece itemi (de exemplu: „Mă văd ca o persoană care, în viața de zi cu zi, manifestă curiozitate față de o varietate de lucruri diferite” sau „Mă văd ca o persoană căreia, în viața de zi cu zi, îi place să reflecteze, să se joace cu ideile”) la care au răspuns pe o scală de tip Likert cu cinci ancoră verbale distribuite gradual de la 1 – *dezacord puternic* la 5 – *acord puternic*. Pentru fiecare dintre participanți, scorul total a fost obținut prin calcularea mediei scorurilor la cei zece itemi (domeniul de variație posibil: 1–5). Scorurile ridicate (de exemplu, ≥ 4.5) au semnalat deschiderea din punct de vedere mental și în ceea ce privește experiențele personale.

Într-un prim model metric testat în studiul nostru, toți cei zece itemi au fost constrânși să satureze un singur factor latent (denumit *deschidere*). Nu a fost impusă nicio constrângere cu privire la corelația dintre erorile corespunzătoare itemilor. Modelul rezultat a prezentat o adecvare destul de satisfăcătoare din punct de vedere statistic: $\chi^2 = 140.32$; $df = 35$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 4.01$; SRMR = 0.052; NFI = 0.865; CFI = 0.894; RMSEA = 0.075; CI_{90 % RMSEA} = 0.062 – 0.088; AIC = 180.329. Sugestiile pentru îmbunătățirea adecvării statistice a modelului ne-au condus la corelarea erorilor corespunzătoare itemilor 6 („Mă văd ca o persoană care, în viața de zi cu zi, valorizează experiențele artistice, estetice”) și 9 („Mă văd ca o persoană care, în viața de zi cu zi, are puține interese artistice”), respectiv 6 și 10 („Mă văd ca o persoană care, în viața de zi cu zi, are gusturi sofisticate pentru artă, muzică sau literatură”). Adecvarea noului model din punct de vedere statistic s-a îmbunătățit considerabil, deoarece: $\chi^2 = 75.62$; $df = 33$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 2.29$; SRMR = 0.038; NFI = 0.927; CFI = 0.957; RMSEA = 0.049; CI_{90 % RMSEA} = 0.035 – 0.064; AIC = 119.624. Valorile standardizate ale saturațiilor în factorul latent au fost cuprinse între 0.19 și 0.70 ($p < 0.001$). Corelațiile dintre erorile corespunzătoare itemilor 6 și 9, respectiv 6 și 10, au fost egale cu 0.27, respectiv 0.19 ($p < 0.001$). Valorile corectate ale corelațiilor dintre scorurile la itemi și scorul total la BFI-O au fost cuprinse între 0.20 și 0.54, iar consistența internă a ansamblului itemilor a fost satisfăcătoare ($\alpha_{\text{Cronbach}} = 0.75$).

PDS-IM. Evaluarea acurateții răspunsurilor pe care participanții le-au oferit la instrumentul HAS, adică rezistența la efectul dezirabilității sociale, a fost realizată prin corelarea scorului cu scorul la versiunea în limba română a instrumentului PDS-IM (Paulhus, 1998). Acesta evaluează tendința unei persoane de a da răspunsuri dezirabile din punct de vedere social la itemi care operaționalizează trăsături ale personalității, atitudini și opinii, valori sau comportamente cotidiene. Instrumentul include 40 itemi (20 pentru subscala *Self-Deception Enhancement*/SDE și 20 pentru subscala *Impression Management*/IM) la care un subiect poate răspunde pe o scală cu cinci ancore verbale distribuite gradual de la 1 – *dezacord puternic* la 5 – *acord puternic*. În studiul pe care l-am realizat a fost utilizată doar scala IM. Participanții au răspuns la itemi precum „Au existat ocazii când am profitat de cineva”, „Nu am citit niciodată reviste *sexy*” sau „Nu bârfesc despre treburile altora”. Răspunsurile pot fi transformate în scoruri folosindu-se grila de corecție. Pentru un subiect, scorul total se obține prin însumarea scorurilor la itemi (domeniul de variație posibil: 0–20). Un scor ridicat este indicator al tendinței unui subiect de a minți conștient.

Un prim model de măsurare ipotetic a inclus un singur factor latent fără nicio constrângere în ceea ce privește intercorelarea erorilor corespunzătoare celor 20 itemi. Adecvarea modelului din punct de vedere statistic nu a fost satisfăcătoare, deoarece: $\chi^2 = 402.61$; $df = 170$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 2.36$; SRMR = 0.055; NFI = 0.565; CFI = 0.684; RMSEA = 0.051; CI_{90 % RMSEA} = 0.044 – 0.057; AIC = 482.616. În plus, pentru opt itemi (de exemplu: „Nu-mi acopăr niciodată greșelile”

sau „Nu am citit niciodată reviste *sexy*”), valorile standardizate ale saturațiilor în factorul latent ($\gamma_{\text{std.}} = 0.16-0.29$) au fost < 0.30 . De asemenea, pentru acești itemi, valorile absolute ale corelațiilor cu scorul total s-au situat sub 0.25. Din acest motiv, itemii au fost eliminați și analiza factorială confirmatorie a fost aplicată unui nou model metric care a inclus doar 12 dintre cei 20 de itemi ai versiunii inițiale a scalei PDS-IM. Adecvarea noului model din punct de vedere statistic s-a îmbunătățit, însă a rămas nesatisfăcătoare: $\chi^2 = 106.18$; $df = 54$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 1.96$; SRMR = 0.050; NFI = 0.788; CFI = 0.811; RMSEA = 0.053; CI_{90 %} RMSEA = 0.042 – 0.065; AIC = 184.179. Sugestiile pentru îmbunătățirea adecvării modelului din punct de vedere statistic ne-au condus la corelarea erorilor corespunzătoare itemilor 7 („Am vorbit de rău un/o prieten/-ă în absența sa”) și 20 („Nu bârfesc despre treburile altora”). Adecvarea statistică a acestui al treilea model a fost mai satisfăcătoare, așa cum se poate constata și în baza valorii pentru indicatorul AIC: $\chi^2 = 84.38$; $df = 53$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 2.15$; SRMR = 0.045; NFI = 0.831; CFI = 0.879; RMSEA = 0.047; CI_{90 %} RMSEA = 0.035 – 0.058; AIC = 164.385. Pentru modelul pe care îl analizăm, valorile standardizate ale saturațiilor în factorul latent au fost cuprinse între 0.27 și 0.46 ($p < 0.001$), iar pentru corelația dintre erorile corespunzătoare itemilor 7 și 20, $\lambda = 0.21$ ($p < 0.001$). Valorile corectate ale corelațiilor dintre scorurile la cei 12 itemi reținuți în modelul final și scorul total au fost cuprinse între 0.23 și 0.36, iar consistența internă a ansamblului itemilor a fost satisfăcătoare ($\alpha_{\text{Cronbach}} = 0.64$). Prin urmare, pentru fiecare dintre participanții la studiu scorul total a fost recalculat prin însumarea scorurilor la 12 itemi (domeniul de variație posibil: 0–12).

4. REZULTATE

4.1. INDICATORII NORMALITĂȚII DISTRIBUȚIILOR SCORURILOR LA ITEMII INSTRUMENTULUI HAS

Pentru cei 21 de itemi ai versiunii în limba română a instrumentului HAS, valorile absolute ale indicatorului simetriei (Tabelul nr. 2) au fost cuprinse între 0.01 și 0.86 ($Mdn_{\text{skewness}} = 0.13$), în timp ce valorile absolute ale indicatorului boltirii au fost cuprinse între 0.16 și 0.97 ($Mdn_{\text{kurtosis}} = 0.70$).

Tabelul nr. 2
Date descriptive pentru itemii instrumentului HAS

Itemi HAS (protocol)	Skewness	Kurtosis
1. Nu m-ar deranja să am un (o) prieten(ă) cu orientare homosexuală.	- 0.30	- 0.88
2. Dacă aș afla că un artist este gay/lesbiană, acest lucru nu ar avea niciun efect asupra aprecierii mele pentru munca sa.	- 0.69	- 0.39
3. Nu m-aș asocia cu persoane homosexuale cunoscute,	- 0.45	- 0.21

chiar și dacă aș putea să le ajut.		
4. Dacă aș afla că unul dintre colegii mei/una dintre colegele mele de cameră este <i>gay</i> /lesbiană, mi-aș căuta o locuință nouă.	- 0.32	- 0.70
5. Homosexualitatea este o boală mintală.	- 0.37	- 0.80
6. Nu mi-ar fi teamă ca propriul meu copil să aibă un profesor cu orientare homosexuală.	0.07	- 0.94
7. Bărbaților <i>gay</i> /femeilor lesbiene le displac persoanele de sex opus.	- 0.13	- 0.26
8. Nu cred cu adevărat că actele homosexuale sunt dezgustătoare.	0.10	- 0.80
9. Comparativ cu persoanele heterosexuale, cele cu orientare homosexuală sunt mai predispuse să comită acte sexuale deviante, precum molestarea unui copil, violul sau <i>voyeurism</i> -ul.	- 0.09	- 0.48
10. Persoanele cu orientare homosexuală ar trebui să fie separate de restul societății (de exemplu, să li se restricționeze posibilitatea de a se angaja pe piața muncii).	- 0.86	0.16
11. Este revoltător să vezi două persoane de același sex care se țin de mână sau își exprimă afecțiunea în public.	- 0.12	- 0.92
12. Dragostea dintre doi bărbați sau dintre două femei este destul de diferită de dragostea dintre două persoane de sex opus.	- 0.03	- 0.55
13. Pentru mine, mișcările sociale ale comunității formată din persoane <i>gay</i> și lesbiene sunt un lucru pozitiv.	0.13	- 0.29
14. După părerea mea, homosexualitatea nu este nu păcat.	0.03	- 0.95
15. Nu m-ar deranja să fiu angajat(ă) de o persoană cu orientare homosexuală.	- 0.30	- 0.66
16. Persoanele cu orientare homosexuală ar trebui să fie forțate să meargă la psihoterapie.	- 0.30	- 0.47
17. Acceptarea din ce în ce mai mare a homosexualității în societatea noastră contribuie la degradarea morală.	- 0.12	- 0.86
18. Nu aș refuza să fac parte dintr-o organizație doar pentru că aceasta include membri care sunt persoane cu orientare homosexuală.	- 0.25	- 0.76
19. Aș vota o persoană cu orientare homosexuală la alegerile pentru o funcție publică.	- 0.06	- 0.85
20. Chiar dacă aș ști că cineva este <i>gay</i> /lesbiană, aș merge mai departe și aș stabili o relație de prietenie cu acel bărbat/acea femeie.	- 0.32	- 0.70
21. Dacă aș fi părinte, aș putea accepta că fiul meu/fiica mea este <i>gay</i> /lesbiană.	0.01	- 0.97

Se poate constata că pentru ambii indicatori ai formei distribuțiilor scorurilor la itemi valorile absolute nu au depășit limitele intervalului [- 1.00; 1.00]. Mai mult, pentru 20 dintre cei 21 de itemi valorile indicatorului *skewness* s-au situat în intervalul [- 0.80; 0.80]. Doar pentru itemul 10 [„Persoanele cu orientare homosexuală ar trebui să fie separate de restul societății (de exemplu, să li se restricționeze posibilitatea de a se angaja pe piața muncii)”] valoarea indicatorului *skewness* a fost ușor mai scăzută decât limita critică - 0.80 (asimetrie spre dreapta a distribuției scorului).

În ceea ce privește indicatorul *kurtosis*, pentru itemii 1 („Nu m-ar deranja să am un/o prieten/-ă cu orientare homosexuală”), 6 („Nu mi-ar fi teamă ca propriul meu copil să aibă un profesor cu orientare homosexuală”), 11 („Este revoltător să vezi două persoane de același sex care se țin de mână sau își exprimă afecțiunea în public”), 14 („După părerea mea, homosexualitatea nu este nu păcat”), 17 („Acceptarea din ce în ce mai mare a homosexualității în societatea noastră contribuie la degradarea morală”), 19 („Aș vota o persoană cu orientare homosexuală la alegerile pentru o funcție publică”) și 21 („Dacă aș fi părinte, aș putea accepta că fiul meu/fiica mea este gay/lesbiană”), valorile au fost mai scăzute decât limita critică - 0.80 (distribuții platycurtice ale scorurilor).

Considerate în ansamblul lor, datele pe care le-am prezentat nu indică probleme semnificative în ceea ce privește normalitatea distribuțiilor scorurilor pentru itemii versiunii în limba română a instrumentului HAS, pe care am experimentat-o din punct de vedere psihometric. Acest rezultat a permis realizarea analizelor factoriale confirmatorii în vederea testării validității de construct (internă) a instrumentului HAS. În plus, trebuie notat că metoda verosimilității maxime (engl. *maximum likelihood/ML*), pe care am utilizat-o pentru estimarea parametrilor modelor metrice, este destul de robustă în raport cu abaterea distribuțiilor variabilelor observate de la condiția normalității (Byrne, 2010)

4.2. STRUCTURA FACTORIALĂ

Un prim model de măsurare ipotetic a inclus un singur factor latent în care au fost constrânși să satureze toți cei 21 de itemi. Nu a fost impusă nicio constrângere în ceea ce privește intercorelarea erorilor (reziduurilor) corespunzătoare itemilor. Valorile standardizate ale saturațiilor itemilor în factorul latent au fost cuprinse între 0.39 și 0.78 ($p < 0.001$; $Mdn_{saturații} = 0.63$), însă adecvarea modelului din punct de vedere statistic nu a fost satisfăcătoare: $\chi^2 = 790.57$; $df = 189$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 4.18$; SRMR = 0.051; NFI = 0.857; CFI = 0.887; RMSEA = 0.077; $CI_{90\%} RMSEA = 0.072 - 0.083$; AIC = 874.576. Valoarea raportului χ^2/df a fost mai mare decât 3.00, în timp ce valorile indicatorilor NFI și CFI au fost < 0.90 (Schermerle-Engel, Moosbrugger și Müller, 2003).

Sugestiile pentru îmbunătățirea modelului metric, în ceea ce privește adecvarea statistică, ne-au condus la corelarea erorilor corespunzătoare itemilor 1

(„Nu m-ar deranja să am un/o prieten/-ă cu orientare homosexuală”) și 2 („Dacă aș afla că un artist este *gay*/lesbiană, acest lucru nu ar avea niciun efect asupra aprecierii mele pentru munca sa”), 3 („Nu m-aș asocia cu persoane homosexuale cunoscute, chiar și dacă aș putea să le ajut”) și 4 („Dacă aș afla că unul dintre colegii mei/una dintre colegele mele de cameră este *gay*/lesbiană, mi-aș căuta o locuință nouă”), 5 („Homosexualitatea este o boală mintală”) și 16 („Persoanele cu orientare homosexuală ar trebui să fie forțate să meargă la psihoterapie”), respectiv 10 („Persoanele cu orientare homosexuală ar trebui să fie separate de restul societății”) și 16 (a se vedea Tabelul nr. 2). Adecvarea noului model din punct de vedere statistic a fost mai satisfăcătoare, așa cum se poate constata și din valoarea indicatorului AIC: $\chi^2 = 686.56$; $df = 185$; $p < 0.001$; $\chi^2/df = 3.71$; SRMR = 0.048; NFI = 0.876; CFI = 0.906; RMSEA = 0.071; CI_{90 %} RMSEA = 0.066 – 0.077; AIC = 778.567. Valoarea indicatorului CFI a depășit pragul 0.90, în timp ce valoarea indicatorului NFI a crescut ușor fără a depăși limita 0.90. Indicatorul RMSEA a fluctuat neglijabil. Pentru acest al doilea model (Figura nr. 1), valorile standardizate ale saturațiilor pe care itemii le-au evidențiat în factorul latent au fost cuprinse între 0.39 și 0.79 ($p < 0.001$; $Mdn_{saturații} = 0.62$). Corelațiile dintre perechile de erori corespunzătoare itemilor 1 și 2, 3 și 4, 5 și 16, respectiv 10 și 16 au fost egale cu 0.22, 0.21, 0.23, respectiv 0.21 ($p < 0.001$). Factorul latent a explicat între 15 % (itemul 7 – „Bărbaților *gay*/femeilor lesbiene le displac persoanele de sex opus”) și 62 % (itemul 19 – „Aș vota o persoană cu orientare homosexuală la alegerile pentru o funcție publică”) din varianța scorurilor la itemi.

Prin urmare, pentru fiecare dintre subiecți, scorul total la scala corespunzătoare factorului latent a fost calculat prin însumarea scorurilor la cei 21 de itemi (domeniul de variație posibil: 21–105). Un scor ridicat a fost considerat indicator al atitudinii pozitive față de persoanele cu orientare homosexuală (indiferent dacă este vorba despre bărbați *gay* sau femei lesbiene).

4.3. VALIDITATEA DE CONSTRUCT CONVERGENTĂ

Validitatea convergentă a două instrumente de evaluare indică gradul în care constructele pe care acestea le operaționalizează, care sunt presupuse a fi similare sau înrudite sub aspectul semnificațiilor psihologice și al implicațiilor practice, corelează între ele semnificativ din punct de vedere statistic și cu o intensitate consistentă (Hogan, 2019). Validitatea de construct convergentă a unui nou instrument de evaluare se testează prin corelarea scorului la acesta cu scorul la un alt instrument care măsoară același construct sau unul înrudit și a cărei validitate teoretică este deja recunoscută în comunitatea academică sau în rândul practicienilor dintr-un anumit domeniu aplicativ al psihologiei.

Așa cum ne-am așteptat, atitudinea pozitivă față de persoanele cu orientare homosexuală (scorul ridicat la HAS) s-a asociat negativ și puternic cu scorul la ATLG-R-S-9 ($r = -0.80$; $p < 0.001$).

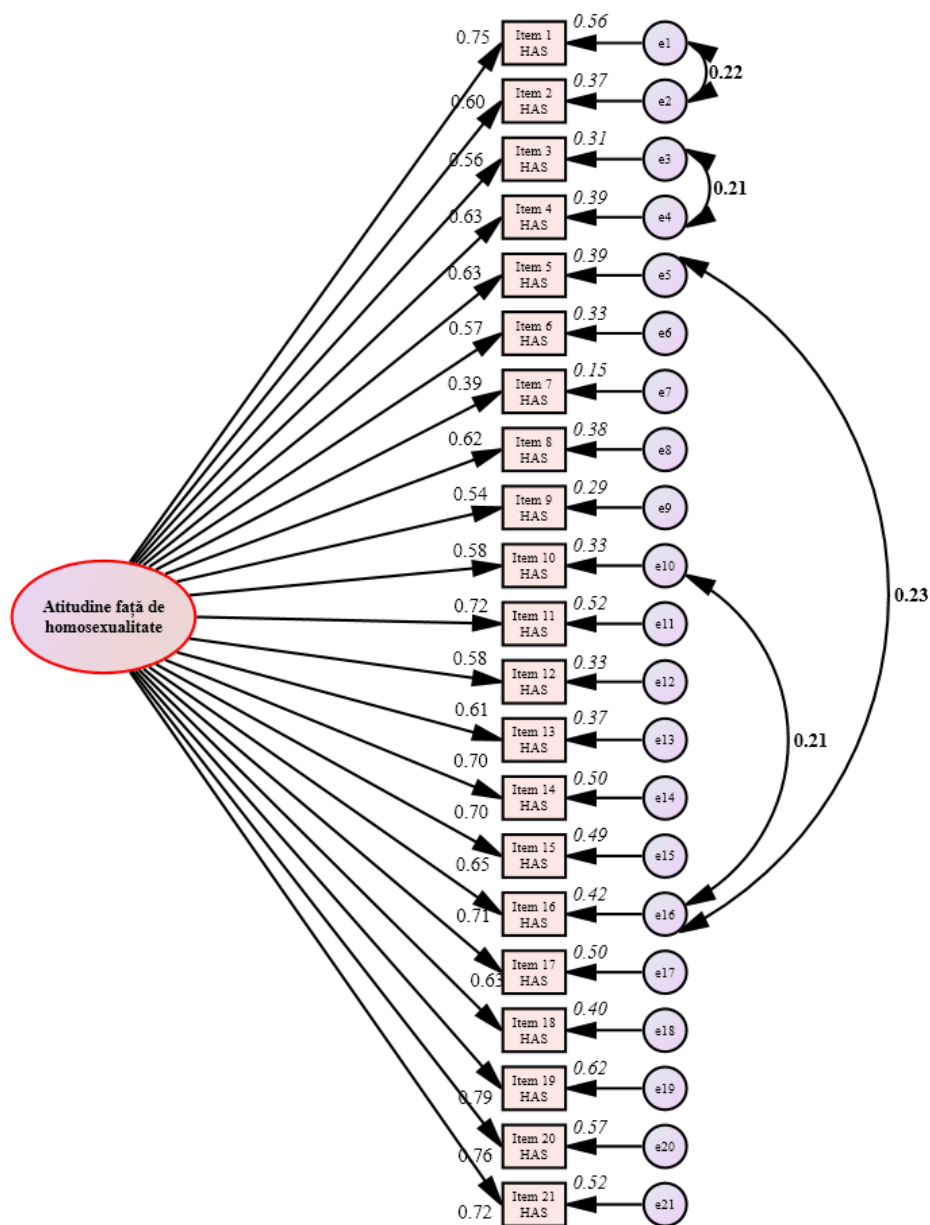


Figura nr. 1. Parametrii estimați pentru modelul factorial final

Pentru subeșantioanele diferențiate în funcție de sexul participanților la studiu, corelațiile dintre scorurile la HAS și ATLG-R-S-9 au fost ambele egale cu -0.80 ($p < 0.001$). De asemenea, atitudinea pozitivă față de persoanele cu orientare

homosexuală s-a asociat negativ și cu o intensitate moderată cu scorul pentru subscala din ATSS-10 prin care a fost măsurată atitudinea conservatoare față de sexualitate ($r = -0.58$; $p < 0.001$). Pentru subeșantioanele diferențiate în funcție de sexul participanților, corelațiile dintre scorurile la HAS și ATSS-10 (atitudinea conservatoare față de sexualitate) au fost egale cu -0.42 (bărbați), respectiv -0.62 (femei). Ambele au fost semnificative din punct de vedere statistic la pragul $p < 0.001$. Diferența dintre cele două corelații, în ceea ce privește magnitudinea, poate fi atribuită faptului că subeșantionul femeilor a fost mult mai numeros decât cel al bărbaților.

În schimb, atitudinea pozitivă față de persoanele cu orientare homosexuală s-a asociat pozitiv și cu o intensitate moderată cu scorul pentru subscala din ATSS-10 prin care a fost măsurată atitudinea liberală față de sexualitate ($r = 0.62$; $p < 0.001$). Pentru subeșantioanele diferențiate în funcție de sexul participanților la studiu, corelațiile semnificative din punct de vedere statistic ($p < 0.001$) dintre scorurile la HAS și atitudinea liberală față de sexualitate au fost egale cu 0.51 (bărbați), respectiv 0.64 (femei). Rezultatele prezentate mai sus sunt dovezi pentru validitatea de construct convergentă a versiunii în limba română a instrumentului HAS.

4.4. VALIDITATEA DE CONSTRUCT DISCRIMINANTĂ

Validitatea de construct discriminantă (divergentă) a două instrumente de măsurare psihologică se referă la gradul în care constructele, pe care acestea le operaționalizează, se diferențiază între ele, aspect care în plan formal se traduce prin corelații modeste sau nesemnificative din punct de vedere statistic între scorurile la cele două probe (Hogan, 2019). Scorul la HAS a evidențiat o corelație semnificativă din punct de vedere statistic, însă mai scăzută ($r = -0.28$; $p < 0.001$) cu scorul la CRS-5 care a operaționalizat religiozitatea participanților la prezentul studiu. Pentru subeșantionul format din bărbați, corelația dintre scorurile la HAS și CRS-5 a fost egală cu -0.20 ($p = 0.035$), iar pentru subeșantionul femeilor cu -0.31 ($p < 0.001$). De asemenea, corelația pozitivă dintre atitudinea favorabilă față de persoanele cu orientare homosexuală (scorul ridicat la HAS), respectiv, deschiderea în planul mental și al experiențelor personale ca trăsătură a personalității (scorul ridicat la BFI-O) a fost semnificativă din punct de vedere statistic, însă modestă ca valoare ($r = 0.18$; $p < 0.001$). Pentru bărbați, corelația dintre scorurile la HAS și BFI-O s-a situat la limita semnificativității din punct de vedere statistic ($r = 0.18$; $p = 0.060$). Pentru femei a fost statistic semnificativă, însă a avut o intensitate modestă ($r = 0.17$; $p < 0.001$). Corelația dintre scorul la HAS și vârsta participanților la studiu a avut valori neglijabile atât pentru întregul eșantion ($r = -0.008$; $p = 0.859$), cât și pentru bărbați ($r = -0.03$; $p = 0.702$), respectiv femei ($r = 0.004$; $p = 0.928$). Rezultatele pe care le-am prezentat în

această secțiune constituie dovezi pentru validitatea de construct discriminantă a versiunii în limba română a instrumentului HAS

4.5. VALIDITATEA DE CRITERIU CONCURRENTĂ

Pentru evaluarea validității de criteriu concurrentă a versiunii în limba română a instrumentului HAS a fost utilizată metoda grupurilor contrastante. Criteriul este furnizat de apartenența subiecților care au completat un instrument de măsurare psihologică la un grup specific (de exemplu, categorie socială/profesională, populație clinică, grup care a fost supus unui „tratament” cum ar fi parcurgerea unui program de formare profesională sau a unei psihoterapii etc.). Atunci când instrumentul ale cărei proprietăți psihometrice sunt studiate diferențiază semnificativ din punct de vedere statistic două sau mai multe grupuri de subiecți, spunem că acesta are validitate de criteriu (Hogan, 2019).

Tabelul nr. 3 prezintă datele obținute în urma comparațiilor pentru scorul total la HAS, în funcție de contactul anterior și relația de prietenie/amiciție cu o persoană *gay*/lesbiană, respectiv autoevaluarea pe care participanții la studiu au realizat-o pe axa conservatorism-liberalism.

Tabelul nr. 3
Comparații în funcție de alte criterii relevante

Variabile independente	Modalități	m	s	t_{Student}	p
Contactul anterior cu o persoană <i>gay</i> /lesbiană	NU (N = 301)	64.08	14.16	- 6.52	< 0.001
	DA (N = 234)	73.00	17.49		
Relația de prietenie cu o persoană <i>gay</i> /lesbiană	NU (N = 421)	64.62	14.63	- 9.39	< 0.001
	DA (N = 114)	80.39	16.22		
Autoevaluarea pe axa conservatorism-liberalism	Predispoziție spre conservatorism (N = 201)	62.04	13.87	- 7.11	< 0.001
	Predispoziție spre liberalism (N = 334)	71.55	16.64		

Comparativ cu participanții care avuseseră ocazional contacte cu persoane care își declaraseră orientarea *gay*/lesbiană, cei care nu intraseră niciodată într-un astfel de contact interpersonal au obținut un scor mediu la HAS semnificativ mai scăzut ($d_{\text{Cohen}} = 0.57$). În rândul participanților care nu avuseseră niciun contact cu un bărbat *gay* sau femeie lesbiană, acest rezultat semnifică o atitudine mai negativă față de persoanele cu orientare homosexuală. De asemenea, în comparație cu participanții care, în momentul în care au completat chestionarele, erau implicați într-o relație de prietenie/amiciție cu o persoană *gay*/lesbiană, participanții care nu

aveau o astfel de relație au obținut un scor mediu semnificativ mai scăzut, cu o mărime puternică a efectului pentru diferența constatată ($d_{\text{Cohen}} = 1.05$).

Literatura internațională oferă un set consistent de dovezi empirice cu privire la rolul pozitiv pe care contactul interpersonal (ocazional și, mai mult, prin relații de simplă amicitie sau relații de prietenie bazată pe intimitate socială și emoțională) cu persoane *gay*/lesbiene îl are în predicția atitudinilor favorabile (care implică toleranță, precum și diminuarea stereotipurilor negative/prejudecăților referitoare la orientarea sexuală) față de acest grup social, inclusiv în rândul studenților care trăiesc și activează în diverse contexte culturale (Altemeyer, 2001; Bowen și Burgeois, 2001; Finlay și Walther, 2003; Herek și Capitanio, 1996; Herek și Glunt, 1993; Howard-Hassmann, 2001; Iraklis, 2010; Lemm, 2006; Overby și Barth, 2002; Raja și Stokes, 1998; Sakalli, 2002). Subiecții care raportează că au avut sau au contacte sociale cu bărbați *gay* sau femei lesbiene care își dezvăluie orientarea sexuală tind să exprime atitudini mai puțin negative față de persoanele cu orientare homosexuală/membrii comunității LGBT și drepturile acestora. Contactul interpersonal reduce prejudecățile față de bărbații *gay* și femeile lesbiene, mai ales atunci când subiecții heterosexuali interacționează cu mai mulți membri ai comunității LGBT, au relații apropiate de prietenie cu aceștia și învață direct de la ei despre stilul de viață al unei persoane cu orientare homosexuală (Herek și Capitanio, 1996). În plus, contactul social (mai ales în rândul persoanelor cu educație superioară și care au viziuni ideologice liberale) contribuie la creșterea acceptării persoanelor *gay*/lesbiene prin faptul că acestea din urmă contestă stereotipurile socio-culturale și oferă o imagine mult mai critică – atitudini care pot să-i încurajeze pe heterosexuali să gândească despre persoanele *gay*/lesbiene într-un mod mai individualizat și personal (Altemeyer, 2001; Herek și Glunt, 1993; Overby și Barth, 2002). Pe de altă parte, este mai probabil ca subiecții heterosexuali care manifestă atitudini pozitive să aibă mai frecvent contacte cu bărbați *gay* sau femei lesbiene prin simplul fapt de a alege să aibă ca prieteni astfel de persoane, pentru că trăiesc în medii sociale (de exemplu, universități sau metropole cosmopolite) în care bărbații *gay* sau femeile lesbiene sunt persoane mai vizibile sau pentru că mulți dintre membrii comunității LGBT sunt mai dispuși să-și dezvăluie orientarea sexuală altor persoane despre care cred că vor răspunde pozitiv prin acceptare, deschidere, empatie și suport (Berkman și Zinberg, 1997; Herek și Capitanio, 1996; Herek și Glunt, 1993; Overby și Barth, 2002).

O dovadă suplimentară pentru validitatea de criteriu a versiunii în limba română a instrumentului HAS este rezultatul comparației bazată pe orientarea ideologică a participanților la studiul pe care l-am realizat. Astfel, comparativ cu participanții care s-au autoevaluat ca având o ideologie liberală și un stil de viață corespunzător, cei care se percepeau ca fiind persoane conservatoare au obținut la HAS un scor mediu semnificativ mai scăzut ($d_{\text{Cohen}} = 0.61$). Acest rezultat semnifică o atitudine mai negativă față de bărbații *gay* și femeile lesbiene. Numeroase studii au arătat că persoanele conservatoare din punct de vedere politic

și/sau religios tind să raporteze atitudini față de homosexualitate mai puțin favorabile și să fie mai intolerante cu membrii comunității LGBT, în timp ce persoanele cu viziuni liberale sunt mai deschise și suportive (Brown și Henriquez, 2008; Herek și Capitanio, 1996; Herek și Glunt, 1993; Seltzer, 1993; Shackelford și Besser, 2007).

4.6. ANALIZA ITEMILOR. FIDELITATEA INSTRUMENTULUI HAS

Pentru distribuțiile scorurilor la cei 21 de itemi ai versiunii în limba română a instrumentului HAS a fost calculat coeficientul variabilității (CV – raportul dintre abaterea standard și medie exprimat procentual). Pe măsură ce valoarea acestuia crește, media distribuției unei variabile este mai puțin reprezentativă, dată fiind ponderea ridicată a dispersiei valorilor în jurul mediei. Au fost sugerate următoarele repere calitative pentru interpretarea coeficientului variabilității (Novak, 1998): a) $CV < 20\%$ – dispersia valorilor în jurul mediei este mică (media este reprezentativă pentru distribuția în eșantionul de subiecți); b) $CV = 20-30\%$ – dispersia valorilor în jurul mediei este moderată (media este suficient de reprezentativă); c) $CV > 30\%$ – dispersia valorilor distribuției în jurul mediei este mare (media are o reprezentativitate redusă).

În prezentul studiu, valorile coeficientului variabilității pentru distribuțiile scorurilor la itemii instrumentului HAS au fost cuprinse între 26.9 % și 43.6 % (Tabelul nr. 4). Doar pentru itemii 3 („Nu m-aș asocia cu persoane homosexuale cunoscute, chiar și dacă aș putea să le ajut”), 10 („Persoanele cu orientare homosexuală ar trebui să fie separate de restul societății”) și 16 („Persoanele cu orientare homosexuală ar trebui să fie forțate să meargă la psihoterapie”), coeficientul variabilității a avut valori cuprinse între 20 % și 30 % (distribuțiile scorurilor pentru acești itemi au fost mai omogene). Pentru restul itemilor, valorile au fost mai mari decât 30 %, însă mai scăzute decât 45 % (distribuțiile scorurilor au fost ceva mai eterogene). Cu toate acestea, rezultatele nu evidențiază probleme semnificative în ceea ce privește variabilitatea scorurilor la itemii instrumentului HAS (valorile coeficientului variabilității nu au fost excesive). Pentru toți itemii analizați, dispersia scorurilor în jurul mediilor distribuțiilor a fost relativ moderată, adică mediile au fost suficient de reprezentative.

Tabelul nr. 4
Proprietățile itemilor versiunii în limba română pentru HAS

Itemi HAS	<i>m</i>	<i>s</i>	CV	Corelația cu scorul total (valori corectate)	α Cronbach recalculat după eliminarea itemului
1. Nu m-ar deranja să am un (o)	3.31	1.24	37.4 %	0.73	0.932

prieten(ă) cu orientare homosexuală.					
2. Dacă aş afla că un artist este gay/lesbiană, acest lucru nu ar avea niciun efect asupra aprecierii mele pentru munca sa.	3.68	1.18	32.0 %	0.59	0.934
3. Nu m-aş asocia cu persoane homosexuale cunoscute, chiar şi dacă aş putea să le ajut.	3.59	1.01	28.1 %	0.55	0.935
4. Dacă aş afla că unul dintre colegii mei/una dintre colegele mele de cameră este gay/lesbiană, mi-aş căuta o locuinţă nouă.	3.36	1.16	34.5 %	0.61	0.934
5. Homosexualitatea este o boală mintală.	3.46	1.24	35.8 %	0.62	0.934
6. Nu mi-ar fi teamă ca propriul meu copil să aibă un profesor cu orientare homosexuală.	2.89	1.22	42.2 %	0.54	0.935
7. Bărbaţilor gay/femeilor lesbiene le displac persoanele de sex opus.	3.25	1.05	32.3 %	0.38	0.938
8. Nu cred cu adevărat că actele homosexuale sunt dezgustătoare.	2.80	1.19	42.5 %	0.58	0.935
9. Comparativ cu persoanele heterosexuale, cele cu orientare homosexuală sunt mai predispuse să comită acte sexuale deviante, precum molestarea unui copil, violul sau <i>voyeurism</i> -ul.	3.36	1.07	31.8 %	0.52	0.935
10. Persoanele cu orientare homosexuală ar trebui să fie separate de restul societăţii (de exemplu, să li se restricţioneze posibilitatea de a se angaja pe piaţa muncii).	3.94	1.06	26.9 %	0.57	0.935
11. Este revoltător să vezi două persoane de acelaşi sex care se ţin de mână sau îşi exprimă afecţiunea în public.	3.21	1.25	38.9 %	0.70	0.932
12. Dragostea dintre doi bărbaţi sau dintre două femei este destul de diferită de dragostea dintre două persoane de sex opus.	3.06	1.12	36.6 %	0.56	0.935
13. Pentru mine, mişcările sociale ale comunităţii formată din persoane gay şi lesbiene sunt un lucru	2.70	1.05	38.8 %	0.57	0.935

pozitiv.					
14. După părerea mea, homosexualitatea nu este un păcat.	2.91	1.26	43.3 %	0.67	0.933
15. Nu m-ar deranja să fiu angajat(ă) de o persoană cu orientare homosexuală.	3.29	1.16	35.2 %	0.67	0.933
16. Persoanele cu orientare homosexuală ar trebui să fie forțate să meargă la psihoterapie.	3.47	1.07	30.8 %	0.64	0.934
17. Acceptarea din ce în ce mai mare a homosexualității în societatea noastră contribuie la degradarea morală.	3.19	1.21	37.9 %	0.68	0.933
18. Nu aş refuza să fac parte dintr-o organizație doar pentru că aceasta include membri care sunt persoane cu orientare homosexuală.	3.28	1.17	35.6 %	0.60	0.934
19. Aş vota o persoană cu orientare homosexuală la alegerile pentru o funcție publică.	2.99	1.22	40.8 %	0.74	0.932
20. Chiar dacă aş şti că cineva este gay/lesbiană, aş merge mai departe şi aş stabili o relație de prietenie cu acel bărbat/acea femeie.	3.24	1.19	36.7 %	0.72	0.932
21. Dacă aş fi părinte, aş putea accepta că fiul meu/fiica mea este gay/lesbiană.	2.91	1.27	43.6 %	0.69	0.933

Corelațiile dintre scorurile la itemii instrumentului HAS au avut valori cuprinse între 0.14 și 0.65 ($p \leq 0.001$; $Mdn_{corelații} = 0.41$). Toate corelațiile au fost pozitive. Corelația dintre scorul la itemul 6 („Nu mi-ar fi teamă ca propriul meu copil să aibă un profesor cu orientare homosexuală”) și scorul la itemul 7 („Bărbaților gay/femeilor lesbiene le displac persoanele de sex opus”) a avut o valoare modestă ($r = 0.14$; $p = 0.001$), însă a fost semnificativă din punct de vedere statistic. De asemenea, corelațiile dintre scorul la itemul 7, pe de o parte, și, pe de alta, scorurile la itemii 2 („Dacă aş afla că un artist este gay/lesbiană, acest lucru nu ar avea niciun efect asupra aprecierii mele pentru munca sa”), 8 („Nu cred cu adevărat că actele homosexuale sunt dezgustătoare”), 13 („Pentru mine, mișcările sociale ale comunității formată din persoane gay și lesbiene sunt un lucru pozitiv”), 14 („După părerea mea, homosexualitatea nu este un păcat”), 15 („Nu m-ar deranja să fiu angajat/-ă de o persoană cu orientare homosexuală”), 17 („Acceptarea din ce

în ce mai mare a homosexualității în societatea noastră contribuie la degradarea morală”) și 18 („Nu aș refuza să fac parte dintr-o organizație doar pentru că aceasta include membri care sunt persoane cu orientare homosexuală”) au avut valori cuprinse între 0.16 și 0.23, însă au fost semnificative din punct de vedere statistic. Corelații modeste ($r = 0.22$, respectiv $r = 0.18$; $p < 0.001$) s-au înregistrat și între scorul la itemul 8, respectiv, scorurile la itemii 9 („Comparativ cu persoanele heterosexuale, cele cu orientare homosexuală sunt mai predispuse să comită acte sexuale deviante, precum molestarea unui copil, violul sau *voyeurism*-ul”) și 10 („Persoanele cu orientare homosexuală ar trebui să fie separate de restul societății”).

Pentru întregul eșantion al participanților la studiu, consistența internă a ansamblului celor 21 de itemi a fost excelentă ($\alpha_{\text{Cronbach}} = 0.937$). Valori comparabile ale consistenței interne au fost obținute și pentru subeșantioanele formate din bărbați ($\alpha_{\text{Cronbach}} = 0.930$), respectiv femei ($\alpha_{\text{Cronbach}} = 0.938$). De asemenea, pentru întregul eșantion de subiecți, fidelitatea prin înjumătățirea setului de itemi (calculată cu formula Spearman-Brown și corectată pentru numărul inegal de itemi) a fost foarte bună ($\alpha_{\text{Cronbach}} \text{ partea I} = 0.868$; $\alpha_{\text{Cronbach}} \text{ partea II} = 0.900$; corelația dintre părțile rezultate prin înjumătățirea itemilor = 0.86; $r_{\text{Spearman-Brown split-half}} = 0.925$; $p < 0.001$), la fel ca fidelitatea prin înjumătățire estimată cu formula propusă de Guttman ($r_{\text{Guttman split-half}} = 0.924$). Valorile coeficientului α_{Cronbach} , recalculat pentru restul itemilor după eliminarea fiecărui item în parte, au fost cuprinse între 0.932 și 0.938 ($Mdn = 0.934$). Se pot constata fluctuații foarte mici ale acestui indicator al fidelității.

Valorile corectate ale corelațiilor dintre scorurile la itemi și scorul total pentru HAS au fost cuprinse între 0.38 și 0.74 ($Mdn_{\text{corelații}} = 0.61$; $p < 0.001$). Pentru itemul 7 („Bărbaților *gay*/femeilor lesbiene le displac persoanele de sex opus”), corelația a fost ceva mai scăzută, însă eliminarea acestui item nu a condus la o creștere substanțială a valorii coeficientului α_{Cronbach} . Din acest motiv, s-a decis păstrarea itemului în versiunea finală în limba română a instrumentului HAS.

Pentru întregul eșantion de subiecți, corelația dintre scorul la HAS și cel la PDS-IM a avut o magnitudine neglijabilă și nu a fost semnificativă din punct de vedere statistic ($r = -0.02$; $p = 0.624$). Date similare s-au obținut pentru subeșantioanele formate din bărbați ($r = -0.02$; $p = 0.797$), respectiv femei ($r = -0.03$; $p = 0.483$). Aceste rezultate sunt o dovadă că scorul la instrumentul HAS nu este influențat de efectul referitor la răspunsurile dezirabile din punct de vedere social, care trebuie luat în considerare atunci când colectarea datelor este realizată direct prin metoda chestionarelor bazate pe autoraportare (Demetriou, Uzun Ozer și Essau, 2015; Fisher, 1993). Așadar, instrumentul HAS poate furniza o estimare acurată a atitudinii pe care studenții și subiecții cu studii (post)universitare o manifestă față de persoanele cu orientare homosexuală în general.

4.7. ALTE DATE DESCRIPTIVE ȘI COMPARATIVE

Pentru întregul eșantion de participanți la prezentul studiu, ale căror răspunsuri la versiunea în limba română a instrumentului HAS au fost prelucrate cantitativ, distribuția scorului total a prezentat următoarele caracteristici descriptive: $m = 67.98$ ($ES_{medie} = 0.705$); $Mdn = 66$ (40.9 % dintre subiecți au obținut un scor ≥ 70); $scor\ modal = 66$; $s = 16.30$; $CV = 23.9\%$ (medie suficient de reprezentativă pentru distribuția scorului); $scor\ minin = 25$; $scor\ maxim = 105$; $skewness = 0.20$ ($ES_{skewness} = 0.206$); $kurtosis = -0.26$ ($ES_{kurtosis} = 0.211$); $z_{Kolmogorov-Smirnov} = 1.70$ ($p = 0.003$). Așadar, subiecții din eșantionul pe care a fost experimentată versiunea în limba română a instrumentului HAS au manifestat tendința de a înregistra un scor moderat (distribuție ușor asimetrică spre stânga; Figura nr. 2), ceea ce înseamnă o atitudine relativ pozitivă față de persoanele cu orientare homosexuală.

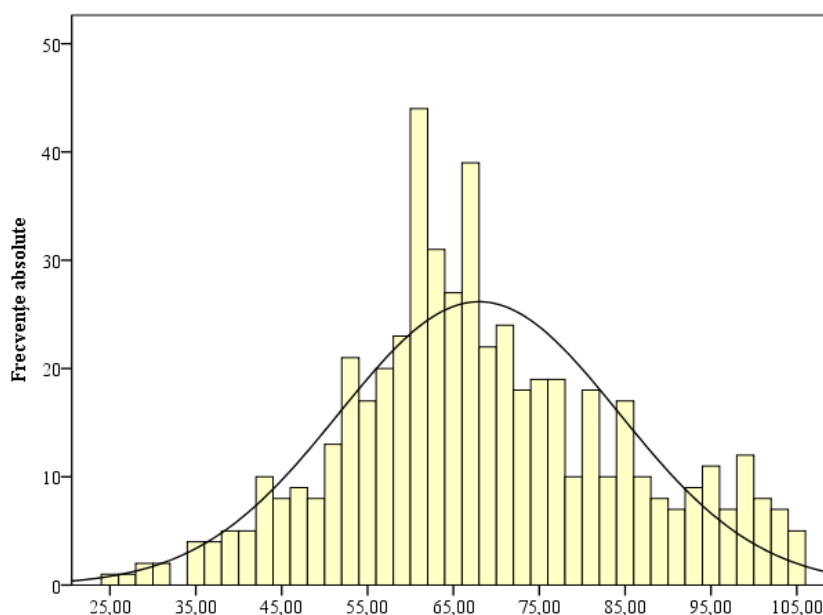


Figura nr. 2. Distribuția scorului total la instrumentul HAS (N = 535 subiecți)

Comparativ cu participanții de sex masculin, cei de sex feminin au obținut un scor mediu la HAS cu 3.03 puncte mai ridicat, însă diferența s-a situat la limita semnificativității din punct de vedere statistic (Tabelul nr. 5).

Tabelul nr. 5
Comparații în funcție de alte variabile independente

Variabile independente	Modalități	m	s	t_{Student}	p
Sexul participanților la studiu	Bărbați (N = 103)	65.53	16.30	- 1.70	0.090
	Femei (N = 432)	68.56	16.27		
Nivelul educației	Studii medii (N = 327)	68.67	17.26	1.28	0.201
	Studii universitare de licență sau master (N = 208)	66.89	14.65		
Programul de studii	Științe sociale și umaniste (N = 389)	68.58	16.89	1.49	0.138
	Alte programe (N = 146)	66.38	14.57		
Cultul religios	Creștin-ortodox (N = 413)	67.86	15.31	1.21	0.229
	Alte culte (N = 97)	65.36	18.97		

De asemenea, participanții care absolviseră studii medii (studenții) au obținut un scor mediu cu 1.78 puncte mai ridicat decât scorul mediu pentru participanții care absolviseră studii universitare de licență sau master (aceștia aveau și vârste mai mari, fiind masteranzi, studenți înscriși la un al doilea program de studii de licență sau cursanți la programele postuniversitare de formare psihopedagogică în vederea certificării competențelor pentru profesia didactică), însă diferența nu a fost semnificativă din punct de vedere statistic. Nici programul de studii în care participanții erau înscriși nu a avut un efect semnificativ asupra scorului la HAS, deși cei care urmau programe de licență/master în științele sociale și umaniste au obținut o medie cu 2.2 puncte mai mare decât media înregistrată în rândul participanților care erau înrolați în alte programe de studii (de exemplu, științe exacte sau inginerie). Un rezultat asemănător s-a obținut și pentru comparația în funcție de cultul religios. Astfel, participanții care s-au declarat ca fiind creștini-ortodocși au obținut un scor mediu cu 2.5 puncte mai mare decât scorul mediu pentru participanții care au declarat alte culte religioase, însă diferența nu a fost semnificativă din punct de vedere statistic.

5. CONCLUZII

Principalul obiectiv al prezentului studiu a constat în evaluarea validității și a fidelității versiunii în limba română pentru instrumentul HAS. Aceasta a fost administrată în contextul unui amplu proiect de cercetare unui eșantion consistent format din studenți, masteranzi și cursanți care erau înscriși în programul de formare psihopedagogică în vederea certificării competențelor pentru profesia didactică. Datele analizei factoriale confirmatorii au oferit dovezi pentru

validitatea de construct internă a instrumentului HAS. Modelul cu un singur factor latent și patru perechi de erori intercorelate s-a evidențiat prin cea mai satisfăcătoare adecvare din punct de vedere statistic. Pentru scala corespunzătoare factorului latent, consistența internă a fost foarte bună. Corelația cu scorul la PDS-IM confirmă faptul că instrumentul HAS nu prezintă riscul răspunsurilor dezirabile din punct de vedere social.

Validitatea de construct teoretică a fost evaluată în ceea ce privește relațiile dintre scorul la HAS (indicator al atitudinii față de bărbații *gay* și femeile lesbiene), respectiv scorurile la alte instrumente recunoscute în comunitatea cercetătorilor, care operaționalizează prejudecățile față de persoanele cu orientare homosexuală și atitudinea față de sexualitate ca domeniu al funcționării individului uman. De asemenea, prezenta lucrare oferă dovezi pentru validitatea de construct discriminantă a versiunii în limba română a instrumentului HAS (de exemplu, corelațiile cu religiozitatea și factorul personalității referitor la deschiderea în planul mental și al experiențelor personale au fost modeste). În plus, scorul la HAS discriminează între subiecții care au contacte interpersonale sau relații de prietenie apropiată cu persoane *gay*/lesbiene și cei care nu au astfel de contacte, respectiv, între subiecții care sunt conservatori și cei liberali în ceea ce privește ideologiile (de exemplu, politică sau religioasă). Așadar, instrumentul HAS posedă proprietăți psihometrice consistente. În viitoarele studii, ne propunem să furnizăm dovezi suplimentare cu privire la validitatea de criteriu (concurentă și predictivă) și la fidelitatea (corelația test-retest) versiunii în limba română pentru instrumentul HAS.

Primit în redacție la: 18.11.2022

BIBLIOGRAFIE

1. AKAIKE, H., *Factor analysis and AIC*, Psychometrika, **52**, 3, 1987, p. 317–332. doi:<https://doi.org/10.1007/BF02294359>.
2. ALTEMEYER, B., *Changes in attitudes toward homosexuals*, Journal of Homosexuality, **42**, 2, 2001, p. 63–75. doi: 10.1300/j082v42n02_04.
3. ARBUCKLE, J. L., *IBM® SPSS® AMOS™ 28 User's Guide*, Chicago, IL, IBM Corporation, 2021.
4. BERKMAN, C. S., & ZINBERG, G., *Homophobia and heterosexism in social workers*, Social Work, **42**, 4, 1997, p. 319–332. doi: 10.1093/sw/42.4.319.
5. BOSWELL, J., *Christianity, Social Tolerance, and Homosexuality: Gay People in Western Europe from the Beginning of the Christian Era to the Fourteenth Century*, Chicago, IL, The University of Chicago Press, 1980.
6. BOWEN, A. M., & BOURGEOIS, M. J., *Attitudes toward lesbian, gay, and bisexual college students: The contribution of pluralistic ignorance, dynamic social impact, and contact theories*, Journal of American College Health, **50**, 2, 2001, p. 91–96. doi: 10.1080/07448480109596012.

7. BOWEN, N. K., & GUO, S., *Structural Equation Modeling*, New York, NY, Oxford University Press, 2012.
8. BROWN, M. J., & HENRIQUEZ, E., *Socio-demographic predictors of attitudes towards gays and lesbians*, *Individual Differences Research*, **6**, 3, 2008, p. 193–202.
9. BULBOACĂ, G., & ROBU, V., *A psychometric evaluation of the Revised Attitudes toward Lesbians and Gay Men Scale-Short Version: The ATLG-R-S-9*, *Journal of Innovation in Psychology, Education and Didactics*, **25**, 2, 2021, p. 225–238. doi: 10.29081/JIPED.2021.25.2.10.
10. BYRNE, B. M., *Structural Equation Modeling with AMOS. Basic Concepts, Applications and Programming* (2nd ed.), New York, NY, Routledge, 2010.
11. CARDENAS, M., & BARRIENTOS, J., *The Attitudes Toward Lesbians and Gay Men Scale (ATLG): Adaptation and testing the reliability and validity in Chile*, *Journal of Sex Research*, **45**, 2, 2008, p. 140–149. doi: 10.1080/00224490801987424.
12. CHONODY, J. M., *Measuring sexual prejudice against gay men and lesbian women: Development of the Sexual Prejudice Scale (SPS)*, *Journal of Homosexuality*, **60**, 6, 2013, p. 895–926. doi: 10.1080/00918369.2013.774863.
13. COHEN, J., *A power primer*, *Psychological Bulletin*, **112**, 1, 1992, p. 155–159. doi: 10.1037//0033-2909.112.1.155.
14. COSTA, A. B., BANDEIRA, D. R., & NARDI, H. C., *Systematic review of instruments measuring homophobia and related constructs*, *Journal of Applied Social Psychology*, **43**, 6, 2013, p. 1324–1332. doi: <https://doi.org/10.1111/jasp.12140>.
15. DEMETRIOU, C., UZUN OZER, B., & ESSAU, C. A., *Self-report questionnaires*, in CAUTIN, R. L., & LILIENFELD, S. O. (Eds.), *The Encyclopedia of Clinical Psychology* (Vol. 5), New York, NY, John Wiley & Sons, Inc., 2015, p. 1-6. doi: 10.1002/9781118625392.wbecp507.
16. DeSOUZA, E., SOLBERG, J., & ELDER, C., *A cross-cultural perspective on judgments of woman-to-woman sexual harassment: Does sexual orientation matter?*, *Sex Roles*, **56**, 7-8, 2007, p. 457–471. doi: <https://doi.org/10.1007/s11199-007-9184-6>.
17. DETENBER, B. H., CENITE, M., KU, M. K. Y., ONG, C. P. L. *et al.*, *Singaporeans' attitudes toward lesbians and gay men and their tolerance of media portrayals of homosexuality*, *International Journal of Public Opinion Research*, **19**, 3, 2007, p. 367–379. doi: <https://doi.org/10.1093/ijpor/edm017>.
18. FERRANTE, J., *Sociology: A Global Perspective* (9th ed.), Stamford, CT, Cengage Learning, 2014.
19. FINLAY, B., & WALTHER, C. S., *The relation of religious affiliation, service attendance, and other factors to homophobic attitudes among university students*, *Review of Religious Research*, **44**, 4, 2003, p. 370–393. doi: <https://doi.org/10.2307/3512216>.
20. FISHER, R. J., *Social desirability bias and the validity of indirect questioning*, *Journal of Consumer Research*, **20**, 2, 1993, p. 303–315. doi: <https://www.jstor.org/stable/2489277>
21. FISHER, T. D., & HALL, R. G., *A scale for the comparison of the sexual attitudes of adolescents and their parents*, *The Journal of Sex Research*, **24**, 1, 1988, p. 90–100. doi: 10.1080/00224498809551400.

22. GELBAL, S., & DUYAN, V., *Attitudes of university students toward lesbians and gay men in Turkey*, *Sex Roles*, **55**, 7-8, 2006, p. 573–579. doi: <https://doi.org/10.1007/s11199-006-9112-1>.
23. GREY, J. A., ROBINSON BEAN, B. E., COLEMAN, E., & BOCKTING, W. O. *A systematic review of instruments that measure attitudes toward homosexual men*, *The Journal of Sex Research*, **50**, 3-4, 2013, p. 329–352. doi: <https://doi.org/10.1080/00224499.2012.746279>.
24. HALPERIN, D. M., *One Hundred Years of Homosexuality: And Other Essays on Greek Love*, New York, NY, Routledge, 1990.
25. HAMBLETON, R. K., & de JONG, J. H. A. L., *Advances in translating and adapting educational and psychological tests*, *Language Testing*, 2003, **20**, 2, p. 127–134. doi: <https://doi.org/10.1191/0265532203lt247xx>.
26. HARRIS, M. B., NIGHTENGAL, J., & OWEN, N., *Health care professionals' experience, knowledge, and attitudes concerning homosexuality*, *Journal of Gay & Lesbian Social Services*, **2**, 2, 1995, p. 91–108. doi: https://doi.org/10.1300/J041v02n02_06.
27. HEGARTY, P., *'It's not a choice, it's the way we're built': Symbolic beliefs about sexual orientation in the US and Britain*, *Journal of Community and Applied Social Psychology*, **12**, 3, 2002, p. 153–166.
28. HEREK, G. M., *Attitudes toward lesbians and gay men: A factor-analytic study*, *Journal of Homosexuality*, **10**, 1-2, 1984, p. 39–51. doi: 10.1300/J082v10n01_03.
29. HEREK, G. M., *Assessing heterosexuals' attitudes toward lesbians and gay men*, in GREENE, B., & HEREK, G. M. (Eds.), *Lesbian and Gay Psychology: Theory, Research and Clinical Applications*, Thousand Oaks, CA, Sage, 1994, p. 206–228.
30. HEREK, G. M., *Beyond "homophobia": Thinking about sexual prejudice and stigma in the twenty first century*, *Sexuality Research & Social Policy*, **1**, 2, 2004, p. 6–24. doi: <https://doi.org/10.1525/srsp.2004.1.2.6>.
31. HEREK, G. M., & CAPITANIO, J. P., *"Some of my best friends": Intergroup contact, concealable stigma, and heterosexuals' attitudes toward gay men and lesbians*, *Personality and Social Psychology Bulletin*, **22**, 4, 1996, p. 412–424. doi: <https://doi.org/10.1177/0146167296224>.
32. HEREK, G. M., & GLUNT, E. K., *Interpersonal contact and heterosexuals' attitudes toward gay men: Results from a national survey*, *Journal of Sex Research*, **30**, 3, 1993, p. 239–244. doi: <https://doi.org/10.1080/00224499309551707>.
33. HEREK, G. M., & GONZALEZ-RIVERA, M., *Attitudes toward homosexuality among U.S. residents of Mexican descent*, *Journal of Sex Research*, **43**, 2, 2006, p. 122–135. doi: 10.1080/00224490609552307.
34. HEREK, G. M., & McLEMORE, K. A., *The Attitudes Toward Lesbians and Gay Men (ATLG) scale*, in FISHER, T., DAVIS, C. M., YARBER, W. L., & DAVIS, S. L. (Eds.), *Handbook of Sexuality-Related Measures* (3rd ed.), Oxford, UK, Taylor & Francis, 2011, p. 415–417.
35. HOGAN, T. P., *Psychological Testing: A Practical Introduction* (4th ed.), New York, NY, John Wiley & Sons, Inc., 2019.
36. HOWARD-HASSMAN, R. E., *The gay cousin: Learning to accept gay rights*, *Journal of Homosexuality*, **42**, 1, 2001, p. 127–149. doi: 10.1300/j082v42n01_07.

37. HUBER, S., & HUBER, O. W., *The Centrality of Religiosity Scale (CRS)*, Religions, **3**, 3, 2012, p. 710–724. doi: <https://doi.org/10.3390/rel3030710>.
38. HUDSON, W. W., & RICKETTS, W. A., *A strategy for the measurement of homophobia*, Journal of Homosexuality, **5**, 4, 1980, p. 357–372. doi: https://doi.org/10.1300/J082v05n04_02.
39. INTERNATIONAL TEST COMMISSION, *The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests* (2nd ed.), 2017. Ghid disponibil online la www.intestcom.org.
40. IRAKLIS, G., *Predictors of Greek students' attitudes towards lesbians and gay men*, Psychology & Sexuality, **1**, 2, 2010, p. 170–179. doi: <https://doi.org/10.1080/19419899.2010.484598>.
41. JOHN, O. P., DONAHUE, E. M., & KENTLE, R. L., *The Big Five Inventory-Versions 4a and 54*, Berkeley, CA, University of California at Berkeley, Institute of Personality and Social Research, 1991.
42. JOHN, O. P., NAUMANN, L. P., & SOTO, C. J., *Paradigm shift to the integrative Big-Five trait taxonomy: History, measurement, and conceptual issues*, în JOHN, O. P., ROBINS, R. W., & PERVIN, L. A. (Eds.), *Handbook of Personality: Theory and Research* (3rd ed.), New York, NY, Guilford Press, 2008, p. 114–158.
43. KITE, M. E., *Psychometric properties of the Homosexuality Attitude Scale*, Representative Research in Social Psychology, **19**, 2, 1991, p. 79–94.
44. KITE, M. E., & DE AUX, K., *Attitudes toward homosexuality: Assessment and behavioral consequences*, Basic and Applied Social Psychology, **7**, 2, 1986, p. 137–162. doi: https://doi.org/10.1207/s15324834basp0702_4.
45. LEMM, K. M., *Positive associations among interpersonal contact, motivation, and implicit and explicit attitudes toward gay men*, Journal of Homosexuality, **51**, 2, 2006, p. 79–99. doi: [10.1300/J082v51n02_05](https://doi.org/10.1300/J082v51n02_05).
46. MAHONEY, E. R., *Human Sexuality*, New York, NY, McGraw-Hill, 1983.
47. MOHIP, C., & MORRY, M., *The relationship of symbolic beliefs and prior contact to heterosexuals' attitudes toward gay men and lesbian women*, Canadian Journal of Behavioural Science, **36**, 1, 2004, p. 36–44. doi: <https://doi.org/10.1037/h0087214>.
48. MORGAN, G. A., BARRETT, K. C., LEECH, N. L., & GLOECKNER, G. W., *IBM SPSS for Introductory Statistics: Use and Interpretation* (6th ed.), New York, NY, Routledge, 2019.
49. MORRISON, M. A., BISHOP, C. J., & MORRISON, T. G., *A systematic review of the psychometric properties of composite LGBT prejudice and discrimination scales*, Journal of Homosexuality, **66**, 4, 2019, p. 549–570. doi: <https://doi.org/10.1080/00918369.2017.1422935>.
50. MUÑIZ, J., ELOSUA, P., & HAMBLETON, R. K., *Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición*, Psicothema, 2013, **25**, 2, p. 151–157. doi: <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>.
51. NOVAK, A., *Metode cantitative în psihologie și sociologie*, București, Editura „Oscar Print”, 1998.
52. NUNNALLY, J., & BERNSTEIN, I., *Psychometric Theory* (3rd ed.), New York, NY, McGraw Hill, 1994.
53. OVERBY, L. M., & BARTH, J., *Contact, community context, and public attitudes toward gay men and lesbians*, Polity, **34**, 3, 2002, p. 433–456. doi: <https://doi.org/10.1086/POLv34n4ms3235412>.

54. PARKER, R., & AGGLETON, P., *Culture, Society, and Sexuality. A Reader* (2nd ed.), Abingdon, UK, Routledge, 2007.
55. PAULHUS, D. L., *Paulhus Deception Scales (PDS): The Balanced Inventory of Desirable Responding-7. User's Manual*, North Tonawanda, NY, Multi-Health Systems, Inc., 1998.
56. RAJA, S., & STOKES, J. P., *Assessing attitudes toward lesbians and gay men: The Modern Homophobia Scale*, *Journal of Gay, Lesbian, and Bisexual Identity*, **3**, 2, 1998, p. 113–134. doi: <https://doi.org/10.1023/A:1023244427281>.
57. ROBU, V., & BULBOACĂ, G., *Psychometric Properties of the Attitudes Toward Sexuality Scale in a Sample of Romanian University Students*. Lucrare prezentată la Conferința Internațională Științifico-Practică cu tema „Orientări și practici metodologice contemporane în științele sociale”, Chișinău, Republica Moldova, 17-18 octombrie 2019.
58. SAKALLI, N., *Pictures of male homosexuals in the heads of Turkish college students: The effect of sex differences and social contact on stereotyping*, *Journal of Homosexuality*, **43**, 2, 2002, p. 111–126. doi: 10.1300/j082v43n02_07.
59. SAVA, F.-A., *Analiza datelor în cercetarea psihologică* (ediția a II-a revizuită), Cluj-Napoca, Editura ASCR, 2011.
60. SCHERMELLEH-ENGEL, K., MOOSBRUGGER, H., & MÜLLER, H., *Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures*, *Methods of Psychological Research Online*, 2003, **8**, 2, p. 23–74.
61. SCHUMACKER, R. E., & LOMAX, R. G., *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling* (3rd ed.), New York, NY, Routledge, 2010.
62. SELTZER, R., *AIDS, homosexuality, public opinion, and changing correlates over time*, *Journal of Homosexuality*, **26**, 1, 1993, p. 85–97. doi: 10.1300/J082v26n01_07.
63. SHACKELFORD, T. K., & BESSER, A., *Predicting attitudes toward homosexuality: Insights from personality psychology*, *Individual Differences Research*, **5**, 2, 2007, p. 106–114.
64. STOEVER, C. J., & MORERA, O. F., *A confirmatory factor analysis of the Attitudes Toward Lesbians and Gay Men (ATLG) measure*, *Journal of Homosexuality*, **52**, 3-4, 2008, p. 189–209. doi: https://doi.org/10.1300/J082v52n03_09.
65. Van de MEERENDONK, B., EISINGA, R., & FELLING, A., *Application of Herek's Attitudes Toward Lesbians and Gay Men Scale in the Netherlands*, *Psychological Reports*, **93**, 1, 2003, p. 265–275. doi: 10.2466/pr0.2003.93.1.265.
66. WEINBERG, G., *Society and the Healthy Homosexual*, New York, NY, St. Martin's Press, 1972.