

# დეპრესიის და შფოთვის მოკლე კითხვარების ქართული ვერსიების ვალიდაცია

ნინო ჯავახიშვილი,<sup>1</sup> სეტ. ჯ. შვარცი,<sup>2</sup> ნინო სხირტლაძე<sup>1</sup>

<sup>1</sup>დ. უზნაძის ფსიქოლოგიის ინსტიტუტი, ილიას სახელმწიფო უნივერსიტეტი, თბილისი, საქართველო; <sup>2</sup> განათლების კოლეჯი, ტეხასის ოსტინის უნივერსიტეტი, აშშ

## აბსტრაქტი

ამ სტატიაში დეპრესიის და შფოთვის მოკლე საზომების ქართულენოვანი ვერსიების ვალიდაციის მონაცემებია წარმოდგენილი. ეს ორი სკალა დამაკმაყოფილებელი ვალიდობითა და სანდობით ხასიათდება, ფართოდ გამოიყენება ინგლისურ ენაზე და მრავალ ენაზე თარგმნილი, თუმცა, GAD7-ის ვალიდაციის ანგარიშები შედარებით იშვიათია, ხოლო ეს კვლევა CESD-ის ბოსტონის ფორმის 10-დებულებიანი კითხვარის პირველი ვალიდაციაა ინგლისურისგან განსხვავებულ ენაზე. მონაცემები შეგროვდა 889 ქართველი ახალგაზრდა ზრდასრულის შერჩევით, რომლებმაც CESD-ის ბოსტონის ფორმის, GAD7-ის, ცხოვრებით კმაყოფილების და როზენბერგის თვითშეფასების კითხვარები შეაესეს. მონაცემების დამადასტურებელმა ფაქტორულმა ანალიზმა აჩვენა, რომ ერთფაქტორიანი გადანყვეტა კარგ მორგებას აჩვენებს ორივე სკალისათვის. მრავალჯგუფიანმა ფაქტორულმა ანალიზმა ამ კითხვარების სულ მცირე, ნაწილობრივი კონფიგურული, მეტრიკული და სკალის ინვარიანტობა დაადასტურა. ორივე სკალის ქულებს მაღალი შინაგანი თანმიმდევრულობა ახასიათებს. CESD-ის ბოსტონის ფორმის და GAD7-ის დისკრიმინანტული ვალიდობა მათი ცხოვრების კმაყოფილების და თვითშეფასების უკვე ვალიდირებულ საზომებთან კორელაციებით გამოვთვალეთ. ვალიდირებული სკალები დაგვეხმარება საქართველოს ფსიქიკური ჯანმრთელობის პროფესიონალებში არსებული კლინიკური შეფასების საჭიროების დაკმაყოფილებაში და მოდელად გამოდგება მსგავსი საჭიროებების მქონე სხვა საზოგადოებებისათვის.

**საკვანძო სიტყვები:** ეპიდემიოლოგიური კვლევების ცენტრის დეპრესიის სკალა CESD, გენერალიზებული შფოთვის საზომი GAD7, ქართულენოვანი ვერსიის ვალიდაცია, დისკრიმინანტული ვალიდობა, ინვარიანტობა

დეპრესიის და შფოთვის სიმპტომები ფსიქიკური ჯანმრთელობის მთავარი ინდიკატორებია. მათი მკვეთრად გამოხატული სიმპტომატიკა დაკავშირებულია სხვადასხვა პრობლემასთან, როგორებიცაა, ფსიქოაქტიური საშუალებების ავადმომხმარება, ანორექსია, თვითმკვლელობა და გაზრდილი სიკვდილიანობა (Baek, Eisner, & Neirenberg, 2013; Mackenzie et al., 2011; Smith, & Book, 2008). მართლაც, შფოთვის და დეპრესიის სიმპტომები საზოგადოებას შრომის შესრულების დაბალ ხარისხად, სამსახურის გაცდენად, დაბალ აკადემიურ მიღწევად და სკოლის მიტოვებად უჯდება (Ingul & Nordahl, 2013; Plaisier, et al, 2012).

რადგანაც შფოთვის და დეპრესიის სიმპტომები ინტერნალიზებული პრობლემების ჯგუფში შედის (Achenbach, Dumenci, & Rescorla, 2002), სიმპტომების ამ ორი წყების ქულები დადებით კორელაციაში უნდა იყოს ერთმანეთთან (Hunt, Issakidis & Andrews, 2002). ამავ დროს, ეს კორელაცია საკმარისად დაბალი უნდა იყოს იმისათვის, რომ შფოთვის და დეპრესიის სიმპტომები განსხვავებულ კონსტრუქტებად მივიჩნიოთ

(Nieuwenhuijsen, de Boer, Verbeek, Blonk, & van Dijk, 2003). შფოთვის და დეპრესიის ქულები შედარებით სუსტ კავშირში უნდა იყოს კეთილდღეობის მაჩვენებლებთან, როგორებიცაა ცხოვრებით კმაყოფილება და თვითშეფასება (Huebner, Funk & Gilman, 2000; Sowislo & Orth, 2013).

ამ მოლოდინების შესაბამისად, 95 ლონგიტუდური კვლევის მეტაანალიზმა სანდო, ორმხრივი უარყოფითი კავშირი აჩვენა თვითშეფასებასა და შფოთვის შორის. სოვისლომ და ორსმა (2013), ასევე, სანდო უარყოფითი კავშირი აღმოაჩინეს დეპრესიულ სიმპტომებსა და თვითშეფასებას შორის.

გენდერული სხვაობების მხრივ, კვლევები აჩვენებს, რომ ზოგადად, ქალებს, კაცებთან შედარებით, უფრო მაღალი ქულები აქვთ როგორც დეპრესიის, ისე შფოთვის საზომებზე (McLean, Asnaani, Litz & Hofmann, 2011; Hunt et al., 2002; Schuch, Roest, Nolen, Penninx, & Jonge, 2014). გენდერული სხვაობები შფოთვაში ფაქტორების ექვსი კლასტერით აიხსნება – ბიოლოგიური, მაღალი რიგის მონყვლადობა, აშლილობის სპეციფიკური მონყვლადობა, სტრესი და ტრავმა, ქცევის არიდება და სოციოკულტურული გენდერული როლის სოციალიზაცია (McLean & Anderson, 2009). დეპრესიული სიმპტომების, მათ შორის, უარყოფითი ცხოვრებისეული მოვლენების და კოგნიტური მონყვლადობის გენდერული სხვაობის ასახსნელად მკვლევრებმა ზოგადი დეპრესიის მოდელი შემოგვთავაზეს (Hankin & Abramson, 2001). დეპრესიის გენდერულ სხვაობებში წვლილის შემტანი, ასევე, შეიძლება იყოს ფსიქოსოციალური ფაქტორები, როგორებიცაა გენდერული როლები, განათლების დაბალი დონე, გადაწყვეტილების მიღებაზე კონტროლის ნაკლებობა და ძალაუფლების სხვაობა (Kuehner, 2003).

თითოეული კონსტრუქტის გასაზომად რამდენიმე ინსტრუმენტი შემუშავებული, თუმცა, მათი უმეტესობა საკმაოდ გრძელია და ზოგიერთის შევსება ტვირთად აწვება მონაწილეს (Julian, 2011; Nieuwenhuijsen et al., 2003; Powers, Young, Russel & Pachana, 2003; Schuch et al., 2014). მეტიც, მოკლე საზომები აუცილებელია შეფასების დიდი ბატარეებისათვის. შესაბამისად, მნიშვნელოვანია შემუშავდეს, ითარგმნოს, ადაპტირდეს და გამოყენებულ იქნას შფოთვის და დეპრესიის მოკლე საზომები. წინამდებარე კვლევაში, სწორედ, ამას ვაკეთებთ საქართველოს კონტექსტში.

საქართველო დემოკრატიისაკენ ტრანზიციის პროცესშია და ხასიათდება არასტაბილური შრომის ბაზრით და სამსახურების ნაკლებობით. ფინანსური პრობლემები და უმუშევრობა, შესაძლოა, შფოთვის და დეპრესიის სიმპტომებთან იყოს კავშირში. დამატებით, თბილისმა 1992 და 2008 წლის ომების შემდეგ იძულებით გადაადგილებული პირების მასიური ტალღები მიიღო (Geostat, 2021; საქართველოს ოკუპირებული ტერიტორიებიდან დევნილთა, შრომის, ჯანმრთელობისა და სოციალური დაცვის სამინისტრო, 2021; World Bank Group, 2016). შესაბამისად, მნიშვნელოვანია დეპრესიის და შფოთვის სიმპტომების ვალიდური და სანდო საზომების ქონა ქართული პოპულაციისათვის.

*დეპრესიის სიმპტომები:* ეპიდემიოლოგიური კვლევების ცენტრის დეპრესიის სკალა (Epidemiologic Studies Depression scale ([CESD]) დეპრესიული სიმპტომების შეფასების ერთ-ერთი ყველაზე გავრცელებული ინსტრუმენტი. ის არაკლინიკურ შერჩევებთან გამოსაყენებლად შეიქმნა და ადეკვატური ფსიქომეტრული თვისებებით ხასიათდება. შეიცავს 20 დებულებას, რომლებიც დეპრესიის სიმპტომებს აღნიშნავს (Radloff, 1977).

ეს სკალა ფართოდ გამოიყენება შეერთებულ შტატებში, სადაც ის შეიქმნა, შემდეგ კი ითარგმნა ესპანურ, გერმანულ ფრანგულ, კორეულ, ჩინურ, პორტუგალიურ, ჰოლანდიურ, არაბულ, ბერძნულ, იტალიურ, იაპონურ, რუსულ, თურქულ და ვიეტნამურ ენებზე (Smarr & Keefer, 2011). მის თარგმნილ ვერსიებს ადეკვატური კრონბახის ალფა კოეფიციენტები აქვს და სასარგებლო გამოდგა გამოსაყენებლად როგორც კლინიკური, ისე მოსახლეობის შერჩევებისათვის სხვადასხვა ასაკობრივ ჯგუფში, მოზარდების და ზრდასრულების ჩართვით (Gonclaves & Fagulha, 2004; Cuijpers, Boluijt, & van Straten, 2008; Kazarian & Taher, 2010).

CESD-ის მოკლე ვერსიები, როგორებიცაა ბოსტონის 10-დებულებიანი ფორმა (Irwin, Artin & Oxman, 1999), 11-დებულებიანი აიოვას ფორმა და სხვები (Powers et al., 2003; Smarr & Keefer, 2011), შედარებით ახალი შემუშავებულია. ბოსტონის ფორმის ქულების სანდოობა და ვალიდობა თავდაპირველი, 20-დებულებიანი სკალის მსგავსია, ხოლო მისი კრონბახის ალფის მაჩვენებელია .92 (Irwin et al., 1999).

*შფოთვის სიმპტომები:* გენერალიზებული შფოთვის საზომი (The Generalized Anxiety Disorder [GAD7]) შემუშავდა, რათა შფოთვის მოკლე და ეფექტური თვითანგარიშის კითხვარი შექმნილიყო იმ პაციენტების შერჩევისთვის, რომლებიც ჯანდაცვის პირველად სისტემას მიმართავენ. მისი ქულების კრიტერიუმის, კონსტრუქტის და ფაქტორული ვალიდობა მისაღებია. ის დეპრესიისგან განსხვავებულ განზომილებას ზომავს და მის ქულებს კარგი შინაგანი თანმიმდევრობა ახასიათებს (კრონბახის ალფა = .92, იხილეთ Spitzer, Kroenke, Williams, & Löwe, 2006). სკალის ქულების სანდოობა და ვალიდობა დადგინდა გერმანული, ეროვნული მასშტაბით რეპრეზენტატიული შერჩევისათვის (Löwe et al., 2008). ამ კვლევაში, GAD7-ის ქულები კორელაციაში იყო გენდერთან, ასაკთან, განათლების დონესთან, დასაქმების სტატუსთან და შემოსავალთან. გარდა ამისა, დონკერმა, სტრატენმა, მარკსმა და ქუუპერსმა (2011) მისი ონლაინ ვალიდირებული ვერსია შექმნეს ჰოლანდიის მოსახლეობისათვის. GAD7-ის და CESD-ის დებულებების ფაქტორულმა ანალიზმა დაადასტურა, რომ შფოთვის და დეპრესიის დებულებები სხვადასხვა ფაქტორში ერთიანდება, რაც მათ დისკრიმინანტულ ვალიდობას ნიშნავს.

წინამდებარე კვლევაში, ქართველი ახალგაზრდა ზრდასრულების – სტუდენტების და არასტუდენტების შერჩევის გამოყენებით, CESD-ის ბოსტონის ფორმის და GAD7-ის ვალიდაცია განვიზრახეთ. ამ მიზნის მისაღწევად, შევისწავლეთ მათი ფაქტორული სტრუქტურა, კონვერგენტული და დისკრიმინანტული ვალიდობა, გენდერის განზომილების კონფიგურული, მეტრიკული და სკალის ინვარიანტობა.

## მეთოდი

### მონაწილეები

მონაცემები 2018 წელს შეგროვდა 889 ქართველი ახალგაზრდა ზრდასრულისგან (საშუალო ასაკი 21.28,  $SD = 2.302$ , დიაპაზონი 17-29). შერჩევის 53% ქალები იყვნენ, ხოლო 47% – მამაკაცები. შერჩევის უმეტესობა უნივერსიტეტის სტუდენტი იყო. მონაწილეებს ( $n = 699$ ; 78.6%) სოციალურ მედიაში განთავსებული განცხადების მეშვეობით დავუკავშირდით.

## პროცედურა

ორმა ბილინგვა ფსიქოლოგმა ინგლისური ვერსიები ქართულად თარგმნა და უკუ-თარგმნა. შემდეგ კიდევ სამმა ბილინგვა კოლეგამ ერთმანეთს შეადარა თარგმნილი და უკუთარგმნილი ვერსიები და დამატებითი ცვლილებები შემოგვთავაზა. სკალების ქართულენოვანი ვერსიები კითხვარში შევიდა თვითშეფასების და ცხოვრებით კმაყოფილების საზომებთან ერთად CESD-ის ბოსტონის ფორმის და GAD7-ის კონვერგენტული და დისკრიმინანტული ვალიდობის შესამოწმებლად. თვითშეფასება და ცხოვრებით კმაყოფილება, როგორც კეთილდღეობის ინდიკატორები, სხვა ავტორების მიერაც ხშირად გამოიყენება იგივე მიზნით (Morf et al., 2017). კითხვარი ონლაინ ჩატარდა, მისი ბმული მონაწილეებს გაუგზავნეს, ხოლო შევსებას დაახლოებით 20 წუთი დასჭირდა.

## საზომები

GAD7 შვიდი დებულებისაგან შედგება, თითოეული მათგანი შფოთვის სიმპტომს აღწერს. ორიგინალურ ვერსიაში პასუხები 3-ქულიან სკალაზე უნდა მოინიშნოს. ადაპტირებულ ვერსიაში, ჩვენ Schwartz et al. (2018)-ის მიხედვით, 4-ქულიანი ლიკერტის ტიპის სკალა გამოვიყენეთ. პასუხები ვარირებდა 1-დან (საერთოდ არა) 4-მდე (თითქმის ყოველ დღე). დებულების ნიმუშია: „იმდენად მოუსვენრად ვგრძნობდი თავს, რომ წყნარად ვერ ვჩერდებოდი“.

ბოსტონის ფორმა 10 დებულებას შეიცავს, თითოეული დებულების სიმპტომს აღნიშნავს. ორიგინალ ვერსიაში პასუხებს დიქტომიურ სკალაზე ნიშნავენ (Irwin et al., 1999). აქაც, Schwartz et al. (2018)-ის მიხედვით, საზომის ადაპტირება გავაკეთეთ და 4-ქულიანი ლიკერტის სკალა გამოვიყენეთ, 1-დან (არასოდეს ან ძალიან იშვიათად) 4-მდე (თითქმის ყოველთვის). დებულების ნიმუშია „საქმეების კეთებას ვერ ვაძიულებდი ჩემ თავს“.

ცხოვრებით კმაყოფილების სკალა (Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985) ხუთი დებულებისგან შედგება, ისინი ერთ ფაქტორზე ლაგდება. სკალის ვალიდირებულ ქართულ ვერსიას მორგების კარგი მაჩვენებლები აქვს:  $\chi^2(5) = 38.379, p < .001$ ; RMSEA = .062, CFI = .986, TLI = .972 (ჯავახიშვილი et al., 2016). თავდაპირველ ვერსიაში პასუხები 7-ქულიან ლიკერტის ტიპის სკალაზეა, დაწყებული 1-დან (საერთოდ არ ვეთანხმები) 7-მდე (სრულიად ვეთანხმები). ჩვენ 4-ქულიანი სკალა გამოვიყენეთ. დებულების ნიმუშია: „უმეტესწილად ჩემი ცხოვრება მიახლოებულია ჩემს იდეალთან“.

თვითშეფასების სკალა (Rosenberg, 1965) ათი დებულებისგან შედგება. ვალიდირებული ქართული ვერსიის მორგების მაჩვენებლები შემდეგია:  $\chi^2(32) = 84.182, p < .001$ ; RMSEA = .074, CFI = .933, TLI = .905 (ჯავახიშვილი et al., 2016). პასუხები უნდა მოინიშნოს 4-ქულიან ლიკერტის ტიპის სკალაზე, დაწყებული 1-ით (საერთოდ არ ვეთანხმები), დასრულებული 4-ით (სრულიად ვეთანხმები). დებულების ნიმუშია: „ვგრძნობ, რომ რამდენიმე კარგი თვისება მაქვს“.

## მონაცემების ანალიზი

სტატისტიკური ანალიზი SPSS version 21 and Mplus version 7.2 (Muthén & Muthén, 2012)-ის გამოყენებით განხორციელდა. აღწერითი და დასკვნითი სტატისტიკა SPSS-ით

გამოვთვალეთ, ხოლო ფაქტორული სტრუქტურა და ინვარიანტობის კრიტერიუმები Mplus-ით.

ბოსტონის ფორმის და GAD7-ის ფაქტორული სტრუქტურა დამადასტურებელი ფაქტორული ანალიზის (Confirmatory Factor Analysis [CFA]) გამოყენებით შევისწავლეთ, რომელიც, ასევე, გენდერის მიხედვით კონფიგურული, მეტრიკული და სკალის ინვარიანტობის შესამოწმებლად გამოვიყენეთ. ამორინსტრუმენტის კონვერგენტული და დისკრიმინანტული ვალიდობის საჩვენებლად კორელაციები გამოვთვალეთ ზემოთ აღწერილ ოთხ ინსტრუმენტს შორის.

## შედეგები

### ფაქტორული ვალიდობა

დამადასტურებელი ფაქტორული ანალიზის მოდელების შესაფასებლად სტრუქტურული განტოლების მოდელირების ყველაზე გავრცელებული მორგების მაჩვენებლები გამოვიყენეთ. კლაინის (2014) მიხედვით,  $\chi^2$  მაქსიმალურად მცირე უნდა იყოს (თუმცა, მისი მაჩვენებელი და მნიშვნელოვნების დონე დიდადაა დამოკიდებული შერჩევის ზომაზე და მოდელის სირთულეზე; Dimitrov, 2010).  $\chi^2$  მნიშვნელობის ინტერპრეტაციის ამ სირთულის გამო, მორგების სხვა მაჩვენებლებიც გამოვიყენეთ (Hu & Bentler, 1999). შედარებითი მორგების ინდექსი (The comparative fit index [CFI]) ამომეებს, რამდენად ერგება კონკრეტული მოდელი მონაცემებს, ტრანსპარენტობის ან ლატენტური ცვლადებისგან დაცლილ ნულოვან მოდელთან შედარებით. ტაკერ-ლუისის ინდექსი (The Tucker-Lewis Index [TLI]) CFI-ის მსგავსია, თუმცა, ზედმეტი, არააუცილებელი პარამეტრების შემცველ მოდელებს ამჟღავნებს. CFI-ისა და TLI-ის მნიშვნელობები .90-ზე მეტი უნდა იყოს. მიახლოების საშუალო კვადრატის შეცდომა (The Root Mean Square Error Approximation [RMSEA]) ზომავს, თუ რამდენად სცილდება მოდელით გათვალისწინებული კოვარიაციის სტრუქტურა მონაცემებში არსებულს. მისაღები მნიშვნელობა .08-ზე ნაკლები უნდა იყოს (Hu & Bentler, 1999). გარდა ამისა, სტანდარტიზებული ფაქტორული დატვირთვები უნდა აღემატებოდეს .40-ს.

*CESD ბოსტონის ფორმა*. ამ ფორმისათვის გამოვთვალეთ დამადასტურებელი ფაქტორული ანალიზის (CFA) მოდელი, თუმცა, თავდაპირველი მორგების მაჩვენებლები არ იყო დამაკმაყოფილებელი  $\chi^2(35) = 580.803, p < .001$ ; RMSEA = .132, CFI = .773, TLI = .708, და, შესაბამისად, მოდელი შეეცვალეთ. პირველ რიგში, ამოვიღეთ ორი რევერს-კოდირებული დებულება (მე-4 და მე-7), რადგან მათი ფაქტორული დატვირთვები საკმაოდ დაბალი იყო (.175 და .216). შემდეგ, მოდიფიცირების ინდექსებმა შემოგვთავაზა ნაშთ ნევრებს შორის რამდენიმე კორელაცია. ერთი ასეთი ნაშთის კორელაცია დავამატეთ მე-6 და მე-9 დებულებებს შორის, რადგან მათი ფორმულირება მსგავსია („სხვები არ იყვნენ კეთილგანწყობილი ჩემს მიმართ“ და „გვრძნობდი, რომ სხვებს არ მოეწონდა“).

ფაქტორული დატვირთვები ცხრილ 1-შია ნაჩვენები, ხოლო მორგების ინდექსები შემდეგია:  $\chi^2(19) = 75.241, p < .001$ ; RMSEA = .058, CFI = .971, TLI = .957.

**ცხრილი 1. ფაქტორული დატვირთვები CESD-ის ბოსტონის ფორმისთვის**

დებულებები	ფაქტორული დატვირთვები
DE1 დეპრესია	0.732
DE2 ძალისხმევა	0.516
DE3 მოუსვენრობა	0.648
DE5 მარტოსული	0.774
DE6 კეთილგანწყობილი	0.565
DE8 დადარდიანებული	0.787
DE9 მონონება	0.627
DE10 კეთება	0.599

შენიშვნა. ყველა შემთხვევაში  $p < .001$

GAD7. დამადასტურებელმა ფაქტორულმა ანალიზმა ამ სკალისთვის მორგების კარგი მაჩვენებელი მოგვცა; მხოლოდ ნაშთის კორელაციები დავამატეთ პირველ და მე-2 („ნერვიულობდი, ვშფოთავდი, ზღვარზე ვიყავი“ და „ვერ ვწყვეტიდი ნერვიულობას“) და მე-4 და მე-5 („ვერ ვახერხებდი მოდუნებას“ და „იმდენად მოუსვენრად ვგრძნობდი თავს, რომ წყნარად ვერ ვჩერდებოდი“) დებულებებს შორის. მოდელის საბოლოო მორგების მაჩვენებლები კარგ შედეგებს აჩვენებს  $\chi^2(12) = 23.868, p < .03; RMSEA = .033, CFI = .995, TLI = .992$ . შინაგანი თანმიმდევრობის კოეფიციენტები ორივე სკალისათვის მაღალია (CESD Boston Form,  $\alpha = .839$ ; GAD7,  $\alpha = .935$ ). ფაქტორული დატვირთვები ნაჩვენებია მეორე ცხრილში.

**ცხრილი 2. ფაქტორული დატვირთვები GAD7-ისთვის**

დებულებები	ფაქტორული დატვირთვები
AN1 ზღვარზე	0.816
AN2 ნერვიულობა	0.858
AN3 შფოთვა	0.871
AN4 მოდუნება	0.838
AN5 დანყნარება	0.842
AN6 გაღიზიანება	0.731
AN7 შიში	0.759

შენიშვნა. ყველა შემთხვევაში  $p < .001$ .

**ინვარიანტობის შემოწმება გენდერის მიხედვით**

გენდერის მიხედვით ინვარიანტობის შესამოწმებლად მოდულების სერიები შევისწავლეთ (Dimitrov, 2010), სადაც ყოველი შემდეგი მოდელი ინვარიანტობის პროგრესულად უფრო მკაცრ ფორმას წარმოადგენდა. კონფიგურული ინვარიანტობა აჩვენებს, რომ ერთი და იგივე ფაქტორული სტრუქტურა და მასთან დაკავშირებული დებულებები კარგად ერგება სხვადასხვა ჯგუფს. ის მრავალჯგუფიანი მოდელის შე-

ფასებით და ამ მოდელის ზოგადი მორგებით მოწმდება. მეტრიკული ინვარიანტობა აჩვენებს, რომ სხვადასხვა ჯგუფში ფაქტორული დატვირთვები ეკვივალენტურია. ის კონფიგურული ინვარიანტობის მოდელს იმ მოდელთან ადარებს, რომლის თითოეული დებულების ფაქტორული დატვირთვა თანაბარი უნდა იყოს შესაძარებელ ჯგუფებში. ამ ორი მოდელის მორგების მაჩვენებლები ერთმანეთს დარდება ინვარიანტობის ნულოვანი ჰიპოთეზის შესამოწმებლად. უმნიშვნელო სხვაობა  $\chi^2$ , ისევე, როგორც CFI-ს და RMSEA-ს მაჩვენებლებს შორის .01-ზე მცირე სხვაობა მეტრიკული ინვარიანტობის დადასტურებად განიხილება. დიდი ზომის შერჩევებზე, ან რთულ მოდელებში,  $\chi^2$ -ს შორის სხვაობა შეიძლება სტატისტიკურად მნიშვნელოვანი იყოს მაშინაც კი, როცა სხვა მორგების მაჩვენებლებს შორის სხვაობა ტრივიალურია (Dimitrov, 2010). შედეგად, მოდელების შედარება, სადაც სხვაობა CFI-ს და RMSEA-ს მაჩვენებლებს შორის .01-ზე ნაკლებია, შეიძლება მეტრიკული ინვარიანტობის დადასტურებად გამოდგეს მაშინაც კი, როცა  $\chi^2$ -ს შორის სხვაობა სტატისტიკურად მნიშვნელოვანია.

დაბოლოს, სკალის ინვარიანტობა აჩვენებს, რომ ფაქტორული დატვირთვები და დებულებების თავისუფალი წევრები ეკვივალენტურია შესაძარებელ ჯგუფებში. მეტრიკული ინვარიანტობის მოდელი სკალის ინვარიანტობის მოდელს დარდება, სადაც დებულებების ფაქტორული დატვირთვები და მათი თავისუფალი წევრები თანაბარი უნდა იყოს შესაძარებელ ჯგუფებში. სკალის ინვარიანტობის შესაფასებლად, მეტრიკული ინვარიანტობის შესამოწმებლად გამოყენებული სტატისტიკური შედარებები და მსჯელობა გამოიყენება.

როგორც უკვე აღვნიშნეთ, ჩვენ ინვარიანტობის სამი ტიპი შევამოწმეთ – კონფიგურული, მეტრიკული და სკალის – როგორც CESD-ის ბოსტონის ფორმის, ისე GAD7-თვის. ბოსტონის ფორმისათვის, კონფიგურული ინვარიანტობის მოდელის მორგების მაჩვენებლები იყო:  $\chi^2(45) = 113.71$ , CFI = .964, TLI = .956, RMSEA = .059, რაც ნიშნავს, რომ გენდერის მიხედვით მიღებულ მონაცემებს ერთი და იგივე ფაქტორული სტრუქტურა ერგება. შემდეგ, ფაქტორული დატვირთვები შევზღუდეთ და ერთმანეთს შევადარეთ პირობებიანი მეტრიკული მოდელის მორგების მაჩვენებლები უპირობო კონფიგურულ მოდელს. ეს მაჩვენებლები მიუთითებს, რომ მეტრიკული ინვარიანტობის ნულოვანი ჰიპოთეზა შენარჩუნებულია,  $\Delta\chi^2(8) = 22.29$ ,  $p < .005$ ;  $\Delta\text{CFI} < .001$ ,  $\Delta\text{TLI} < .001$ ,  $\Delta\text{RMSEA} < .001$ . შემდეგ, თავისუფალი წევრები შევზღუდეთ და ამ პირობებიანი მოდელის მორგების მაჩვენებლები პირობებიან მეტრიკულ მოდელს შევადარეთ. ამ მაჩვენებლებს შორის სხვაობამ გვაჩვენა, რომ სკალის ინვარიანტობა არაა შენარჩუნებული  $\Delta\chi^2(8) = 33.34$ ,  $p < .001$ ;  $\Delta\text{CFI} = .037$ ,  $\Delta\text{TLI} = .006$ ,  $\Delta\text{RMSEA} = .004$ . შემდეგ, დიმიტროვის (2010) მიხედვით, დაუზღუდით მეტრიკული ინვარიანტობის მოდელს და თანმიმდევრულად შევზღუდეთ თითო-თითო თავისუფალი წევრი, რათა განგვესაზღვრა, რომელი იყო პასუხისმგებელი ინვარიანტობის ნაკლებობაზე. ასეთი არცერთი დებულება არ აღმოჩნდა, შესაბამისად, დავასკვნით, რომ ნაწილობრივი სკალის ინვარიანტობა მიღწეულია.

შფოთვის კითხვარის კონფიგურული ინვარიანტობის მოდელის მორგება კარგი იყო:  $\chi^2(30) = 59.65$ ,  $p < .002$ ; CFI = .989; TLI = .984; RMSEA = .047. ეს მაჩვენებლები ნიშნავს, რომ ერთი და იგივე ფაქტორული სტრუქტურა ერგება მონაცემებს როგორც

კაცების, ისე ქალების შემთხვევაში. შემდეგ, მეტრიკული და კონფიგურული მოდელების შედარებამ აჩვენა, რომ მეტრიკული ინვარიანტობის დაშვება შენარჩუნებულია,  $\Delta\chi^2(7) = 23.15, p < .002; \Delta CFI = .003, \Delta TLI < .001, \Delta RMSEA < .001$ . სკალის ინვარიანტობის შედეგებმა აჩვენა, რომ ეს დაშვებაც შეგვიძლია მივიღოთ,  $\Delta\chi^2(7) = 27.86, p < .001; \Delta CFI = .004, \Delta TLI = .001, \Delta RMSEA = .002$ .

შემდეგ, ლატენტური საშუალოები გენდერის კუთხით შევადარეთ ერთმანეთს (Hancock, Lawrence, & Nevitt, 2000). წესის მიხედვით, ერთი ჯგუფის ლატენტური საშუალო ნულზე დავსვით, ხოლო მეორე ჯგუფის ლატენტური საშუალო თავისუფლად შეფასდა. ცვლადების ლატენტური საშუალოების (დეპრესიის და შფოთვის სიმპტომები) შედარება t-კრიტერიუმის გამოყენებითაა შესაძლებელი (იხ. ცხრილი 3).

**ცხრილი 3. ლატენტური საშუალოების შედარება დეპრესიის და შფოთვის სიმპტომებისთვის**

ქვესკალა	ქალები <i>M</i> ( <i>SD</i> )	კაცები <i>M</i> ( <i>SD</i> )	<i>t</i> -ს მნიშვნელობა	კოჰენის <i>d</i>
დეპრესია	0.00 (0.76)	-0.17 (0.75)	3.27**	.22
შფოთვა	0.00 (0.84)	-0.12 (0.82)	2.16*	.15

შენიშვნა. \*\*  $p < .005$ ; \*  $p < .001$ .

ორივე შედარება სტატისტიკურად მნიშვნელოვანი იყო, ამ ინტერნალიზებული სიმპტომების მაჩვენებლებზე ქალებს უფრო მაღალი ქულები ჰქონდათ, ვიდრე კაცებს. ეს სხვაობები მცირე იყო, მაგრამ ნიშანდობლივი, როგორც ამას კოჰენის *d* ეფექტის ზომები გვაჩვენებს.

### კონვერგენტული და დისკრიმინანტული ვალიდობა

კონვერგენტული და დისკრიმინანტული ვალიდობის დასადგენად, ჯერ დეპრესიისა და შფოთვის საზომებს შორის კორელაციები გამოვთვალეთ. როგორც ვიცით, სიმპტომების ეს ორი ნყება ინტერნალიზებული ჯგუფს მიეკუთვნება და უნდა იყოს კიდევ მაღალ კორელაციაში ერთმანეთთან. შემდეგ, CESD-ის ბოსტონის ფორმის და GAD7-ის ქულების ცხოვრებით კმაყოფილების და თვითშეფასების სკალების ქულებთან კორელაცია გამოვთვალეთ. მართალია, დეპრესიის და შფოთვის სიმპტომები ძლიერ და უარყოფით კორელაციაში უნდა იყოს ცხოვრებით კმაყოფილებასა და თვითშეფასებასთან, მაგრამ ეს კორელაციები უფრო ნაკლები უნდა იყოს დეპრესიასა და შფოთვის სიმპტომებს შორის არსებულ კორელაციასთან შედარებით.

შფოთვისა და დეპრესიის სიმპტომებს შორის კორელაციის და შფოთვის და დეპრესიის სიმპტომების თვითშეფასებასა და ცხოვრებით კმაყოფილებას შორის კორელაციების შესაფასებლად, გამოვთვალეთ CFA-ის მოდელი CESD-ის ბოსტონის ფორმის, GAD7-ის, ცხოვრებით კმაყოფილების (Diener et al., 1985) და როზენბერგის (1965) თვითშეფასების სკალის ქულების გამოყენებით. ჩენმა, ვესტმა და სოუსამ (2006), აღმოაჩინეს, რომ თვითშეფასების სკალის ორფაქტორიანი მოდელი მონაცემების საუკეთესო მორგებას გვაძლევს. შესაბამისად, თვითშეფასება ორი ფაქტორით წარ-



მოვადგინეთ: თვითშეფასება (დადებითად ფორმულირებული) და თვითდამცირება (უარყოფითად ფორმულირებული). სრული CFA-ის მოდელი მონაცემებს კარგად ერგება:  $\chi^2(355) = 979.064, p < .001, RMSEA = .044, CFI = .938, TLI = .930$ .

როგორც მოსალოდნელი იყო, კორელაცია დეპრესიის და შფოთვის სიმპტომებს შორის დადებითი და მაღალი იყო ( $r = .86, p < .001$ ). დეპრესიის სიმპტომები უარყოფითად კორელირებდა თვითშეფასებასთან,  $r = -.18, p < .002$ , და დადებითად – თვითდამცირებასთან  $r = .63, p < .001$ . შფოთვის სიმპტომები უარყოფითად კორელირებდა თვითშეფასებასთან  $r = -.18, p < .001$ ; დადებითად თვითდამცირებასთან  $r = .54, p < .001$ . ცხოვრებით კმაყოფილებასთან კორელაცია სტატისტიკურად მნიშვნელოვანი არ იყო არც დეპრესიის  $r = -.02, p = .64$  და არც შფოთვის სიმპტომებისათვის,  $r = -.01, p = .86$ .

### შედეგების განხილვა

ეს კვლევა დეპრესიის და შფოთვის სიმპტომების მოკლე საზომი ინსტრუმენტების ვალიდაციის მიზნით განხორციელდა საქართველოში, კვლევის ჯერ კიდევ აღმოცენებად გარემოში. ამ ქვეყანაში არაერთი კლინიკური და კვლევის საჭიროება არსებობს, თუმცა, შედარებით მცირე რაოდენობით სკალები და დიაგნოსტიკური ინსტრუმენტია ვალიდირებული. ამ ბოლო დროს, ლიტერატურაში დაიწყო გამოჩენა ქართულენოვანი ინსტრუმენტების ვალიდაციის კვლევებმა (Martskvishvili, Arutinov, & Mestvirishvili, 2013; Khechuashvili, 2016, 2018; Sordia & Martskvishvili, 2020). ეს სტატია საქართველოში შფოთვის და დეპრესიის მოკლე ინსტრუმენტების ვალიდაციის პირველი ანგარიშია მაშინ, როდესაც, საზოგადოებრივი ჯანდაცვის მკვლევრები იძულებული არიან GAD7-ის არავალიდირებული ვერსია გამოიყენონ (Makhashvili, Javakhishvili, Sturua, Pilauri, Fuhr, & Roberts, 2020).

ჩვენ ორი მოკლე საზომი – CESD-ის ბოსტონის ფორმა (10 დებულება) და GAD7 (7 დებულება) – შევისწავლეთ. GAD7 მანამდე ვალიდირებულია აშშ-ის გარეთ კონტექსტებში (Löwe et al., 2008; Donker et al., 2011), თუმცა, ბოსტონის ფორმა – არა. CESD-ის სრული, 20-დებულებიანი ფორმის ვალიდაციის ანგარიშები, მათ შორის, ქართულიც, არსებობს (Gomez & McLaren, 2015; ჯავახიშვილი, et. al., 2016; Kazarian & Taher, 2010). ეს საზომები კარგად შეესაბამება დეპრესიის და შფოთვის სხვა სკალებს და სიმპტომის სიძლიერის კლინიკურ შეფასებებს (Gonçalves & Fagulha, 2004; Irwin et al., 1999).

ჩვენმა ფაქტორულმა ანალიზმა აჩვენა, რომ ამ ორი საზომის ქულების გამოთვლის ალგორითმები კარგად ერგება ქართულ მონაცემებს, ერთი მნიშვნელოვანი გამონაკლისით. ბოსტონის ფორმის რევერსირებულად კოდირებულმა დებულებებმა არ მოგვცა კარგი დატვირთვები და ამოვიღეთ. მართლაც, არსებობს მტკიცებულება, რომ უარყოფითად ფორმულირებულმა დებულებებმა, შესაძლოა, არ მოგვცეს კარგი შედეგი მეთოდის ეფექტის გამო (Chen et al., 2006). გარდა ამისა, შეცდომის კორელაციების გამოყენება დაგვჭირდა დებულებების მსგავსი ფორმულირების ასასახად, რაც ხშირად ხდება თვითანგარიშის სკალებში (Schreiber, Nora, Stage, Barlow, & King, 2006).

ჩვენი მოდელის მორგება ნიშნავს, რომ ბოსტონის ფორმა და GAD7 ქართულ პოპულაციებზე გამოსაყენებლად ვარგისი საზომებია. მსგავსი მიგნებებია გერმანიაში

GAD7-თვის (Löwe et al., 2008). ლიტერატურაში CESD-ის 7-დებულებიანი (Herrero & Mene-ses, 2006) და 8-დებულებიანი (Karim, Weisz, Bibi & ur Rehman, 2015) ფორმების ვალიდაციაა წარმოდგენილი, მაგრამ წინამდებარე კვლევაში CESD-ის ბოსტონის 10-დებულებიანი ფორმის ვალიდაცია პირველად გაკეთდა ინგლისურისგან განსხვავებულ ენაზე.

გენდერის მიხედვით ინვარიანტობის შემონმებამ გვაჩვენა, რომ ეს სკალები მდგრადია ქართულ კონტექსტებში. კონკრეტულად, ჩვენ აღმოვაჩინეთ, რომ ორივე სკალას აქვს სრული მეტრიკული ინვარიანტობა და სულ მცირე, ნაწილობრივი სკალის ინვარიანტობა. კრონბახის ალფა კოეფიციენტები მაღალია. ეს შედეგები აჩვენებს, რომ CESD-ის და GAD7-ის გამოყენება შეიძლება როგორც კაცებთან, ისე ქალებთან, რადგან ორივე ეკვივალენტურად აღიქვამს მათ დებულებებს.

ინტერნალიზებული სიმპტომების დიდი რაოდენობით კვლევების მსგავსად, გენდერული სხვაობები აღმოვაჩინეთ როგორც დეპრესიის, ისე შფოთვის ქულებში. ქალებს ეს ქულები უფრო მაღალი ჰქონდათ ორივე შემთხვევაში. მრავალმა კვლევამ აჩვენა გენერალიზებული შფოთვის გამოვლინება უფრო მეტი სიმძირით ქალებში, ვიდრე კაცებში როგორც კლინიკურ, ისე ეროვნულად რეპრეზენტატულ შერჩევებში ამერიკის შეერთებულ შტატებში (McLean & Anderson, 2009; McLean et al., 2011), ავსტრალიასა და ნიდერლანდებში (Hunt et al., 2002; Schuch et al., 2014).

ჩვენი კვლევის შერჩევა უნივერსიტეტის სტუდენტებისა და არასტუდენტი ახალგაზრდა ზრდასრულებისაგან შედგებოდა. ახალგაზრდა ქალებში დეპრესიის უფრო მაღალი მაჩვენებლები აღმოჩნდა ახალი ზელანდიის ლონგიტუდურ კვლევაში, რომელშიც სტუდენტების და არასტუდენტების შერჩევებიც შეადარეს და დაადგინეს, რომ ისინი ერთმანეთთან თანხვედრაში იყო. ეს კი აჩვენებს, რომ სტუდენტების შედეგები, შესაძლოა, არასტუდენტებზეც გავავრცელოთ (Hankin et al., 1998).

კონვერგენტული და დისკრიმინაციული ვალიდობის კუთხით, აღმოვაჩინეთ, რომ დეპრესიის და შფოთვის ქულები დადებით და მაღალ კორელაციაში იყო ერთმანეთთან. ეს აღმოჩენა შეესაბამება აქამდე არსებულს (Hunt et al, 2002; Nieuwenhuijsen et al., 2003). დეპრესიის და შფოთვის სიმპტომების სკალების ქულებს შორის მაღალი კორელაცია ( $r = .86$ , რაც გაზიარებული/საერთო ვარიაციის 74%-ს ხსნის) დეპრესიის და შფოთვის ინტერნალიზებული პრობლემების ქოლგის ქვეშ გაერთიანებას, ისევე, როგორც სიმპტომების ამ ორი წყების ხშირ კომორბიდობას ასახავს.

დისკრიმინანტული ვალიდობის კორელაციები აჩვენებს, რომ GAD7-ს და CESD-ის ბოსტონის ფორმას მეტი დისკრიმინანტული ვალიდობა აქვს ცხოვრებით კმაყოფილებასთან, ვიდრე თვითშეფასებასთან. ორივე, დეპრესიის და შფოთვის სიმპტომები, კორელირებდა თვითშეფასებასა და თვითდამცირებასთან, მაგრამ ცხოვრების კმაყოფილებასთან კორელაციები არ იყო სტატისტიკურად მნიშვნელოვანი. არსებული კვლევები აჩვენებს, რომ შესაძლებელია ადამიანი შფოთავდეს, მაგრამ, ამავე დროს, ცხოვრებით იყოს კმაყოფილი (Huebner et al., 2000).

ჩვენი შედეგები გარკვეული შეზღუდვების გათვალისწინებით უნდა იქნეს ინტერპრეტირებული. შერჩევა ახალგაზრდა ზრდასრულებისგან შედგებოდა. შესაძლოა, სხვა ასაკობრივ ჯგუფებთან განსხვავებული შედეგები მიგველო. გარდა ამისა, შედარებისათვის მხოლოდ თვითშეფასების და ცხოვრებით კმაყოფილების საზომები

გამოვიყენეთ. მომავალმა კვლევამ შედარებისთვის საზომების უფრო ფართო სპექტრი უნდა გამოიყენოს, ისეთები, როგორებიცაა: სამუშაოთი, ურთიერთობებით კმაყოფილების, ფსიქოპაქტიური საშუალებების ავადმომხმარების და სხვა მსგავსი კონსტრუქტების საზომები.

შეგვიძლია დავასკვნათ, რომ ამ შეზღუდვების მიუხედავად, წინამდებარე კვლევამ ინტერნალიზებული სიმპტომების ორი მოკლე საზომის ქართულენოვანი ვერსიები შემოგვთავაზა. იმედი გვაქვს, რომ ეს სკალები დაგვეხმარება საქართველოს ფსიქიკური ჯანმრთელობის პროფესიონალებში არსებული კლინიკური შეფასების საჭიროების დაკმაყოფილებაში და მოდელად გამოდგება მსგავსი საჭიროებების მქონე სხვა საზოგადოებებისათვის.

### გამოყენებული ლიტერატურა:

- Achenbach, T. M., Dumenci, L., & Rescorla, L. A. (2002). Ten-Year comparisons of problems and competencies for national samples of youth: self, parent, and teacher reports. *Journal of Emotional and Behavioral Disorders, 10*(4), 194 – 203. doi:10.1177/10634266020100040101
- Baek, J. H., Eisner, L. R., Neirenberg, A. A. (2013) Smoking and suicidality in subjects with major depressive disorder: Results from the National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions (NESARC). *Journal of Affective Disorders, 150*(3), 1158–1166. doi:10.1016/j.jad.2013.05.082
- Chen, F. F., West, S. G., & Sousa, K. H. (2006). A comparison of bifactor and second-order models of quality of life. *Multivariate Behavioral Research, 41*, 189–225.
- Cuijpers, P., Boluijt, P., van Straten, A. (2008). Screening of depression in adolescents through the Internet. Sensitivity and specificity of two screening questionnaires. *European Child & Adolescent Psychiatry, 17*(1), 32–38. doi: 10.1007/s00787-007-0631-2
- Diener, E, Emmons, R, A., Larsen R. J, & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment, 49*, 71-75. doi: 10.1207/s15327752jpa4901\_13
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development 43*(2), 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459
- Donker, T., van Straten, A., Marks, I., & Cuipers, P. (2011). Quick and easy self-rating of generalized anxiety disorder: validity of the Dutch web-based GAD-7, GAD-2 and GAD-SI. *Psychiatry Research, 188*(1), 58-64. doi: 10.1016/j.psychres.2011.01.016
- Geostat (2018). National accounts of Georgia 2016 statistical publication. Retrieved from [http://geostat.ge/cms/site\\_images/\\_files/georgian/nad/National\\_Accounts\\_pub\\_2016.pdf](http://geostat.ge/cms/site_images/_files/georgian/nad/National_Accounts_pub_2016.pdf)
- Geostat (2021). Employment and unemployment. Retrieved from <https://www.geostat.ge/en/modules/categories/683/Employment-Unemployment>
- Gomez, R., & McLaren, S. (2014). The Center for epidemiologic studies depression scale: support for a bifactor model with a dominant general factor and a specific factor for positive affect. *Assessment, 22*(3), 351 – 360. doi:10.1177/1073191114545357
- Gonçalves, B., & Fagulha, T. (2004). The Portuguese version of the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D). *European Journal of Psychological Assessment, 20*(4), 339-348. doi:10.1027/1015-5759.20.4.339

- Hankin, B. L., & Abramson, L. Y. (2001). Development of gender differences in depression: An elaborated cognitive vulnerability–transactional stress theory. *Psychological Bulletin*, 127(6), 773-796. doi: 10.1037/0033-2909.127.6.773
- Hankin, B. L., Abramson, L. I., Moffitt, T. E., Silva, P. A., McGee, R., & Angell, K. A. (1998). Development of depression from preadolescence to young adulthood: Emerging gender differences in a 10-year longitudinal study. *Journal of Abnormal Psychology*, 107(1), 128-140.
- Hancock, G. R., Lawrence, F. R., & Nevitt, J. (2000). Type I error and power of latent mean methods and manova in factorially invariant and noninvariant latent variable systems. *Structural Equation Modeling*, 7, 534-556.
- Herrero, J., & Meneses, J. (2006). Short Web-based versions of the perceived stress (PSS) and Center for Epidemiological Studies-Depression (CESD) Scales: A comparison to pencil and paper responses among Internet users. *Computers in Human Behavior*, 22(5), 830-846. doi: 10.1016/j.chb.2004.03.007
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Huebner, E. S., Funk, B. A. III, & Gilman, R. (2000). Cross-sectional and longitudinal psychosocial correlates of adolescent life satisfaction reports. *Canadian Journal of School Psychology*, 16(1), 53-64. doi:10.1177/082957350001600104
- Hunt, C., Issakidis, C., Andrews, G. (2002). DSM-IV generalized anxiety disorder in the Australian national survey of mental health and well-being. *Psychological Medicine*, 32(4), 649-59.
- Ingul, J. M., & Nordahl, H. M. (2013). Anxiety as a risk factor for school absenteeism: What differentiates anxious school attenders from non-attenders? *Annals of general psychiatry*, 12(25), 12-25. doi: 10.1186/1744-859X-12-25
- Irwin, M., & Artin, K. H., & Oxman, M. (1999). Screening for depression in the older adult: criterion validity of the 10 item Center for Epidemiological Studies Depression Scale (CES-D). *Archives of Internal Medicine*, 159(15), 1701-1704. doi:10.1001/archinte.159.15.1701
- ჯავახიშვილი, ნ., სხირტლაძე, ნ., ბუნაშვილი, ნ., ლორთქიფანიძე, მ., მაყაშვილი, ა., ვარდანაშვილი, ი., & შეყრილაძე, ი. (2016). კვლევის ინსტრუმენტების ვალიდაცია. ნ. ჯავახიშვილი, & ნ. ბუნაშვილი (რედ.-ები) კრებულში დიმიტრი უზნაძის დაბადების 130 წლისთავისადმი მიძღვნილი კონფერენციის შრომები (გვ 63-84). ილიას სახელმწიფო უნივერსიტეტის გამომცემლობა.
- Julian, L., J. (2011). Measures of anxiety. *Arthritis Care & Research*, 63(11), 467-472. doi:10.1002/acr.20561
- Kazarian, S. S., & Taher, D. (2010). Validation of the Arabic Center for Epidemiological Studies Depression (CES-D) scale in a Lebanese community sample. *European Journal of Psychological Assessment*, 26(1), 68-73. doi:10.1027/1015-5759/a000010
- Kline, P. (2014). An easy guide to factor analysis. London, Great Britain: Routledge.
- Khechuashvili, L. (2018). Psychometric Properties of the Georgian Expanded Version of the Posttraumatic Growth Inventory. *Journal of Loss and Trauma*, 23(8), 659-671. doi: 10.1080/15325024.2018.1498202
- Khechuashvili, L. (2016). Investigation of psychometric properties of the Georgian version of posttraumatic growth inventory. *Journal of Loss and Trauma*, 21(6), 522-532. doi:10.1080/15325024.2016.1157409

- Karim, J., Weisz, R., Bibi, Z., & ur Rehman, S. (2015). Validation of the eight-item center for epidemiologic studies depression scale (CES-D) among older adults. *Current Psychology, 34*(4), 681-692. doi: 10.1007%2Fs12144-014-9281-y
- Kuehner, C. (2003). Gender differences in unipolar depression: an update of epidemiological findings and possible explanations. *Acta Psychiatrica Scandinavica, 108*(3), 163-74. doi:10.1034/j.1600-0447.2003.00204.x
- Löwe, B., Decker, O., Müller, S., Brähler, E., Schellberg, D., Herzog, W., & Herzberg, P. Y. (2008). Validation and standardization of the Generalized Anxiety Disorder Screener (GAD-7) in the general population. *Medical Care, 46*(3), 266-274. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/40221654>
- Mackenzie, S., Wiegel, J. R., Mundt, M., Brown, D., Saewyc, E., Heiligenstein, E., Harahan, B. & Fleming, M. (2011). Depression and suicide ideation among students accessing campus health care. *American Journal of Orthopsychiatry, 81*, 101–107. doi:10.1111/j.1939-0025.2010.01077.x
- Makhashvili, N., Javakhishvili, J. D., Sturua, L., Pilauri, K., Fuhr, D. C., & Roberts, B. (2020). The influence of concern about COVID-19 on mental health in the Republic of Georgia: a cross-sectional study. *Globalization and health, 16*(1), 1-10. doi: 10.1186/s12992-020-00641-9
- Martskvishvili, K., Arutinov, L., & Mestvirishvili M. (2013). A psychometric investigation of the Georgian version of the Trait Emotional Intelligence Questionnaire. *European Journal of Psychological Assessment, 29*(2), 84-88. doi:10.1027/1015-5759/a000135
- McLean, C. P., & Anderson, E. R. (2009). Brave men and timid women? A review of the gender difference in fear and anxiety. *Clinical Psychology Review, 29*, 496-505. doi:10.1016/j.cpr.2009.05.003
- McLean, C. P., Asnaani, A., Litz, B. T, & Hofmann, S. G.(2011).Gender differences in anxiety disorders: Prevalence, course of illness, comorbidity and burden of illness. *Psychiatric Research, 45*(8): 1027–1035. doi:10.1016/j.jpsychires.2011.03.006
- საქართველოს ოკუპირებული ტერიტორიებიდან დევნილთა, შრომის, ჯანმრთელობისა და სოციალური დაცვის სამინისტრო. დევნილთა სტატისტიკა. გადმონერჩილია ბმულიდან <https://www.moh.gov.ge/ka/703/>
- Morf, C. C., Schürch, E., Küfner, A., Siegrist, P., Vater, A., Back, M., ... Schro der-Abe, M. (2016). Expanding the nomological net of the pathological narcissism inventory: German validation and extension in a clinical inpatient sample. *Assessment, 24*(4), 419-443.doi:10.1177/1073191115627010
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2012). *MPLUS user's guide* (7th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nieuwenhuisen, K., de Boer, A. G. E. M., Verbeek, J., Blonk, R., & van Dijk, F. J. H. (2003). The depression anxiety stress scales (DASS): detecting anxiety disorder and depression in employees absent from work because of mental health problems. *Occupational and Environmental Medicine, 60*(1), 177–182. doi:10.1136/oem.60.suppl\_1.i77
- Plaisier, I., de Graaf, R., de Bruijn, J., Smit, J., van Dyck, R., Beekman, A., & Penninx, B. (2012). Depressive and anxiety disorders on-the-job: The importance of job characteristics for good work functioning in persons with depressive and anxiety disorders. *Psychiatric Research, 200*(2–3), 382-388. doi:10.1016/j.psychres.2012.07.016

- Powers, J. R., Young, A. F., Russel, A., & Pachana, N. A. (2003). Implications of non-response of older women to a short form of the center for epidemiologic studies depression scale. *Aging and Human Development*, 57(1) 37-54. Retrieved from <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.995.9897&rep=rep1&type=pdf>
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D Scale. A Self-Report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 385-401. doi:10.1177/014662167700100306
- Rosenberg, M. (1965). Society and the adolescent self-image. Princeton, NJ: Princeton University Press. Retrieved from [http://fetzer.org/sites/default/files/images/stories/pdf/selfmeasures/Self\\_Measures\\_for\\_Self-Esteem\\_ROSENBERG\\_SELF-ESTEEM.pdf](http://fetzer.org/sites/default/files/images/stories/pdf/selfmeasures/Self_Measures_for_Self-Esteem_ROSENBERG_SELF-ESTEEM.pdf)
- Schuch, J. J., Roest, A. M., Nolen, W. A., Penninx, B. W., & de Jonge, P. (2014). Gender differences in major depressive disorder: Results from the Netherlands study of depression and anxiety. *Journal of Affective Disorders*, 156, 156-163. doi: 10.1016/j.jad.2013.12.011
- Schwartz, S. J., Salas-Wright, C. P., Pérez-Gómez, A., Mejía-Trujillo, J., Brown, E. C., Montero-Zamora, P., ... Dickson-Gomez, J. (2018). Cultural stress and psychological symptoms in recent Venezuelan immigrants to the United States and Colombia. *International Journal of Intercultural Relations*, 67, 25-34. doi: 10.1016/j.ijintrel.2018.09.001
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A. & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factoranalysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99(6), 323-338. doi: 10.3200/JOER.99.6.323-338
- Smarr, K. L. & Keefe, A. L. (2011). Measures of depression and depressive symptoms: beck depression inventory-II (BDI-II), Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D), Geriatric Depression Scale (GDS), Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS), and Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9). *Arthritis Care & Research*, 63(11), 454-466. doi: 10.1002/acr.20556
- Somers, J. M., Goldner, E. M., Waraich, P., & Hsu, L. (2006). Prevalence and incidence studies of anxiety disorders: a systematic review of the literature. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 51(2), 100 – 113. doi:10.1177/070674370605100206
- Smith, J. P., & Book, S. W. (2008). Anxiety and substance use disorders: A review. *The Psychiatric times*, 25(10), 19-23. Retrieved from <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2904966/>
- Sordia, N., & Martskvishvili, K. (2020). Psychometric properties of the Georgian version of the Grit Scale. *Prizren Social Science Journal* 4(1), 8-13. doi: 10.32936/pssj.v4i1.128
- Sowislo, J. F., & Orth, U. (2013). Does low self-esteem predict depression and anxiety? A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, 139(1), 213-240. doi:10.1037/a0028931
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B. W., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: The GAD-7. *Archives of International Medicine*, 166(10), 1092-1097. doi:10.1001/archinte.166.10.1092
- World Bank Group. (2016). Georgia: recent trends and drivers of poverty reduction. Retrieved from <http://www.worldbank.org/en/country/georgia/publication/georgia-poverty-assessment>.

# VALIDATION OF GEORGIAN VERSIONS OF BRIEF DEPRESSION AND ANXIETY QUESTIONNAIRES

Nino Javakhishvili,<sup>1</sup> Seth J. Schwartz,<sup>2</sup> Nino Skhirtladze<sup>1</sup>

<sup>1</sup>*D. Uznadze Institute of Psychology, Ilia State University, Tbilisi, Georgia;*

<sup>2</sup>*College of Education, University of Texas at Austin, USA.*

## Abstract

**Background.** This article presents the data validating Georgian versions of brief depression (CESD Boston Form) and anxiety (GAD7) measures. These two scales have been widely used in English with satisfactory validity and reliability and translated and used in many other languages, however, validation reports of GAD7 are relatively rare and the present study is the first to validate the CESD Boston 10-item Form in a language other than English.

**Methods.** Data were collected from a sample of 889 Georgian young adults, who, among others, filled out CESD Boston Form, GAD7, the Satisfaction with Life Scale and the Rosenberg Self-Esteem Scale.

**Results.** Confirmatory factor analysis of data indicated that one-factor solution provides a good fit for both scales. A multi-group CFA supported at least partial configural, metric and scalar invariance across gender. Both scales provide scores with high internal consistency. Discriminant validity for the CESD Boston Form and the GAD7 was provided using their correlations with life satisfaction and self-esteem measures that had been previously validated with Georgian samples.

**Conclusions.** The present study has provided Georgian versions of two brief measures of internalizing symptoms. These scales will help to satisfy the clinical assessment needs among Georgian mental health professionals and will serve as a model for other societies with similar needs.

**Key words:** *The Centers for Epidemiologic Studies Depression scale (CESD Boston Form); Generalized Anxiety Measure (GAD7); Georgian validation, discriminant validity, invariance*

Symptoms of depression and anxiety are key indicators of mental health. At extreme levels, they are linked to various problems, such as substance use, anorexia nervosa, suicide, and increased mortality (Smith, & Book, 2008; Mackenzie et al., 2011; Baek, Eisner, & Neirenberg, 2013). Indeed, costs to society from anxiety and depressive symptoms include poorer job performance and absence from work, low academic achievement and dropping out of school (Ingul & Nordahl, 2013; Plaisier, et al, 2012).

Because anxiety and depressive symptoms are clustered as internalizing problems (Achenbach, Dumenci, & Rescorla, 2002), scores for these two sets of symptoms should be positively correlated (Hunt, Issakidis & Andrews, 2002). These correlations should, however, be low enough to suggest that anxiety and depressive symptoms represent distinct constructs (Nieuwenhuisen, de Boer, Verbeek, Blonk, & van Dijk, 2003). Scores for anxiety and depression should be less strongly associated with scores on well-being indices such as life satisfaction and self-esteem (Huebner, Funk & Gilman, 2000; Sowislo & Orth, 2013).

Supporting these expectations, a meta-analysis of 95 longitudinal studies indicated a reliable, bidirectional negative association between self-esteem and anxiety. Sowislo and Orth (2013) have also found reliable negative associations between depressive symptoms and self-esteem.

Regarding gender differences, studies show that women generally score higher than men on both depression and anxiety measures (Hunt et al., 2002; McLean, Asnaani, Litz & Hofmann, 2011; Schuch, Roest, Nolen, Penninx, & Jonge, 2014). Gender differences in anxiety are explained by six clusters of explanatory factors – biological, higher-order vulnerability, disorder-specific vulnerability, stress and trauma, behavioral avoidance, and sociocultural gender role socialization (McLean & Anderson, 2009). The general depression model was proposed to explain gender differences in depressive symptoms, including negative life events, and cognitive vulnerability (Hankin & Abramson, 2001). Psychosocial factors, such as gender roles, lower education levels, lack of decision control, and power differentials, may also contribute to gender differences in depression (Kuehner, 2003).

A number of instruments were devised to measure each construct; however, most of them, such as Spielberger's state-trait anxiety inventory (STAI), Beck Depression Inventory (BDI), Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CESD), the Inventory of Depressive Symptomatology (IDS-SR30), and the Depression/Anxiety Stress Scales (DASS), are lengthy and may impose response burden on some individuals (Powers, Young, Russel & Pachana, 2003; Nieuwenhuijsen et al., 2003; Julian, 2011; Schuch et al., 2014). Moreover, brief measures are essential for use in large assessment batteries. It is therefore important to develop, translate, adapt, and utilize brief versions of anxiety and depression measures. In the present study we do so in the context of Georgia.

Georgia is undergoing a transition to democracy and is characterized by an unstable job market and scarcity of jobs. Financial struggles and lack of employment are likely to be related to symptoms of anxiety and depression. Additionally, the capital city (Tbilisi) received a massive influx of internally displaced persons following wars in 1992 and 2008 (Geostat, 2021; Ministry of Labor, Health and Social Defense of Georgia, 2021; World Bank Group, 2016). Hence, it is important to have valid and reliable measures of depression and anxiety symptoms available for Georgian populations.

*Depressive Symptoms: The CESD.* The Centers for Epidemiologic Studies Depression scale (CESD) is one of the most commonly used instruments for assessing depressive symptoms. It was created for use with non-clinical samples and provides scores with adequate psychometric properties. The CESD contains 20 items indexing symptoms of depression (Radloff, 1977). This scale has been widely used in the United States, where it was developed, and translated into Spanish, German, French, Korean, Chinese, Portuguese, Dutch, Arabic, Greek, Italian, Japanese, Russian, Turkish, and Vietnamese (Smarr & Keefer, 2011). Translated versions of the CESD have provided scores with adequate Cronbach's alphas and have proven useful for both clinical and community samples and across age groups including adolescents and adults (Gonclaves & Fagulha, 2004; Cuijpers, Boluijt, & van Straten, 2008; Kazarian & Taher, 2010).

Shorter versions of the CESD have more recently been developed, such as the 10-item Boston form (Irwin, Artin & Oxman, 1999), the 11-item Iowa form, and others (Powers et al., 2003; Smarr & Keefer, 2011). The Boston form has provided scores with reliability and validity similar to the original 20-item scale, with a Cronbach's alpha estimate of .92 (Irwin et al., 1999).

*Anxiety Symptoms: The GAD7.* The Generalized Anxiety Disorder (GAD7) measure was developed to provide a short and effective self-report measure of anxiety for use with primary care



patient samples. It provides scores with acceptable criterion, construct and factorial validity. The GAD7 was shown to measure a distinct dimension from depression, and to provide scores with good internal consistency (Cronbach alpha = .92 in Spitzer, Kroenke, Williams, & Löwe, 2006). Later, reliability and validity for scores on the GAD7 in a German national sample was established (Löwe et al., 2008). In that study, GAD7 scores were correlated with gender, age, level of education, employment status, and income. Additionally, Donker, Straten, Marks, and Cuipers (2011) validated an online version of the GAD7 in the Dutch population. Factor analysis of GAD 7 and CESD items confirmed that anxiety and depression items clustered onto different factors, suggesting discriminant validity.

In the present study, using a sample of student and non-student Georgian young adults, we sought to validate the Boston form of the CESD and the GAD7. To reach this aim, we examined the factor structure, configural, metric, and scalar invariance across gender for these two instruments, as well as their convergent and discriminant validity.

## Method

### Participants

Data were collected in 2018 from 889 Georgian young adults (mean age 21.28,  $SD = 2.302$ , range 17-29). In the current sample, 53% were women and 47% were men. The majority of the sample ( $n = 699$ ; 78.6%) were university students. Participants were recruited through social media advertisements.

### Procedure

Two bilingual psychologists translated and back-translated the English versions into Georgian. A group of three other bilingual colleagues then compared the translated and back-translated versions and suggested additional changes. The Georgian versions of the scales were included in a survey along with self-esteem and life satisfaction measures to examine convergent and discriminant validity of CESD Boston Form and the GAD7. Self-esteem and life satisfaction are frequently used well-being indicators and were used by other authors with the same purpose (Morf et al., 2017). The survey was administered online, with the link sent to participants. Completion time was approximately 30 minutes.

### Measures

The GAD7 consists of 7 items, each of which describes a symptom of anxiety. In the original version, responses are provided on a 3-point scale. In our adapted version, following Schwartz et al. (2018), we used a 4-point Likert type scale with responses ranging from 1 (Not at all) to 4 (Nearly every day). Sample items include “Being so restless that it is hard to sit still”.

The CESD Boston form contains 10 items, each referring to a symptom of depression. In the original version, items are responded to using a dichotomous scale (Irwin et al., 1999). Again, following Schwartz et al. (2018), we adapted the measure to utilize a 4-point Likert type scale ranging from 1 (Rarely or none of the time) to 4 (Almost all the time). Sample items include “I could not get going”.

Satisfaction with Life scale (Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985) consists of 5 items that align on one factor. The validated Georgian version of the scale provided good satisfactory fit indices:  $\chi^2(5) = 38.379, p < .001$ ; RMSEA = .062, CFI = .986, TLI = .972 (Javakhishvili et al., 2016). In the original version, the answers are provided on a 7-point Likert type scale ranging from 1 (Disagree completely) to 7 (Completely agree). We used a 4-point scale. A sample item is: “In most ways my life is close to my ideal”.

Self-esteem scale (Rosenberg, 1965) consists of 10-items. The fit indices for the validated Georgian version of the scale are as follows:  $\chi^2(32) = 84.182, p < .001$ ; RMSEA = .074, CFI = .933, TLI = .905 (Javakhishvili et al., 2016). The answers are provided on a 4-point Likert type scale ranging from 1 (Disagree completely) to 4 (Completely agree). A sample item is: “I feel that I have a number of good qualities.”

## Data Analyses

Statistical analyses were conducted using SPSS version 21 and Mplus version 7.2 (Muthén & Muthén, 2012). Descriptive and inferential statistics were computed in SPSS, whereas CFA and invariance tests were conducted in Mplus.

The factor structure of the CESD Boston Form and the GAD7 was examined via confirmatory factor analysis, which was also used to demonstrate configural, metric, and scalar invariance across gender for these two instruments. Correlations among the four instrument scores were calculated to show convergent and discriminant validity.

## Results

### Factorial Validity

The most commonly used structural equation modeling fit indices were utilized to evaluate the CFA models. According to Kline (2014), the chi-square should be as small as possible (though the value and significance level are heavily dependent on sample size and model complexity; Dimitrov, 2010). Because of such difficulties in interpreting the chi-square value, we also used other fit indices (Hu & Bentler, 1999). The comparative fit index (CFI) examines the extent to which the specified model fits the data better compared to a null model with no paths or latent variables. The Tucker-Lewis Index (TLI) is similar to the CFI but provides a penalty for models with unnecessary parameters. Values of CFI and TLI should exceed .90. The Root Mean Square Error Approximation (RMSEA) indexes the extent to which the covariance structure implied by the model diverges from the covariance structure observed in the data. The acceptable RMSEA values should be below .08 (Hu & Bentler, 1999). Additionally, standardized factor loadings should exceed .40.

*CES-D Boston Form.* We estimated a confirmatory factor analysis (CFA) model for CESD Boston Form. However, the initial fit indices were not satisfactory  $\chi^2(35) = 580.803, p < .001$ ; RMSEA=.132, CFI=.773, TLI=.708, and as a result, we modified the model. First, we removed the two reverse-coded items (items 4 and 7), for which factor loadings were quite low (.175 and .216, respectively). Second, modification indices suggested number of correlations between residual terms. We added one such residual correlation between items 6 and 9, based on similar item wording (“People were unfriendly” and “I felt that people disliked me”).

Factor loadings are reported in Table 1, and fit indices were as follows:  $\chi^2(19) = 75.241$ ,  $p < .001$ ; RMSEA = .058, CFI = .971, TLI = .957.

**Table 1. Factor Loadings for Boston Form CESD**

Items	Factor loading
DE1 bothered	0.732
DE2 keep mind	0.516
DE3 depressed	0.648
DE5 effort	0.774
DE6 fearful	0.565
DE8 restless	0.787
DE9 lonely	0.627
DE10 get going	0.599

*Note.*  $p < .001$  in all cases.

*GAD7.* Confirmatory factor analysis for the GAD7 scale provided good model fit indices; we added two residual correlations between items 1 and 2 (“Feeling anxious, nervous, or on edge” and “Not being able to stop or control worrying”), and between items 4 and 5 (“Trouble relaxing” and “Being so restless that it is hard to sit still”). The final model fit indices indicated good fit,  $\chi^2(12) = 23.868$ ,  $p < .03$ ; RMSEA = .033, CFI = .995, TLI = .992. Internal consistency coefficients for both scales were strong (CESD Boston Form,  $\alpha = .839$ ; GAD7,  $\alpha = .935$ ). Factor loadings are displayed in Table 2.

**Table 2. Factor Loadings for GAD7**

Item	Factor loading
AN1 on edge	0.816
AN2 stop control	0.858
AN3 worrying	0.871
AN4 relaxing	0.838
AN5 sit still	0.842
AN6 annoyed	0.731
AN7 afraid	0.759

*Note.*  $p < .001$  in all cases.

### Tests for Invariance across Gender

To test for invariance across gender, we estimated a series of models (Dimitrov, 2010), with each model representing a progressively stricter form of invariance. *Configural* invariance indicates that the same pattern of factors and associated items fit well across groups. It is tested by estimating a multi-group model and ascertaining overall model fit. *Metric* invariance indicates that the factor loadings are equivalent across groups. It is tested by comparing the configural invariance model to a

model with each factor loading constrained equal across groups. Fit indices are compared between the two models to test the null hypothesis of invariance. A non-significant chi-square difference, along with differences below .01 in the CFI and RMSEA indices, can be taken as indicative of metric invariance. In large samples or complex models, the chi-square difference may be statistically significant even if the differences in the other fit indices are trivial (Dimitrov, 2010). As a result, a model comparison where the differences in the CFI and RMSEA indices are below .01 can be used to justify a conclusion of metric invariance, even in the presence of a significant chi-square difference.

Finally, *scalar* invariance indicates that both factor loadings and item intercepts are equivalent across groups. The metric invariance model is compared to a scalar invariance model where both factor loadings and item intercepts are constrained equal across groups. The same statistical comparisons, and the same reasoning used to test for metric invariance, are also applied to test for scalar invariance.

As noted above, we tested for three types of invariance – configural, metric and scalar – for both the CESD Boston Form and the GAD7. For the CESD Boston Form, configural invariance model fit indices were:  $\chi^2(45) = 113.71$ , CFI = .964, TLI = .956, RMSEA = .059. These indices imply that the same factorial structure fits the data across gender. Next, we introduced constraints for factor loadings and compared model fit indices for the constrained metric model against the unconstrained configural model. These indices indicate that the null hypothesis of metric invariance can be retained,  $\Delta\chi^2(8) = 22.29$ ,  $p < .005$ ;  $\Delta\text{CFI} < .001$ ,  $\Delta\text{TLI} < .001$ ,  $\Delta\text{RMSEA} < .001$ . Next, we added constraints for intercepts and compared model fit indices of this constrained model to the metric constrained model. These fit index differences suggested a lack of scalar invariance,  $\Delta\chi^2(8) = 33.34$ ,  $p < .001$ ;  $\Delta\text{CFI} = .037$ ,  $\Delta\text{TLI} = .006$ ,  $\Delta\text{RMSEA} = .004$ . As a result, following Dimitrov (2010), we began with the metric invariance model and constrained one intercept at a time to determine whether any individual intercept was responsible for the lack of scalar invariance. Results indicated that no item appeared to be non-invariant, so we reached a conclusion of partial scalar invariance.

For anxiety, when we estimated the configural invariance model, fit was good,  $\chi^2(30) = 59.65$ ,  $p < .002$ ; CFI = .989; TLI = .984; RMSEA = .047. These indices imply that the same factor structure fits the data for both men and women. Next, a comparison between metric and configural models indicated that the assumption of metric invariance could be retained,  $\Delta\chi^2(7) = 23.15$ ,  $p < .002$ ;  $\Delta\text{CFI} = .003$ ,  $\Delta\text{TLI} < .001$ ,  $\Delta\text{RMSEA} < .001$ . Results for scalar invariance indicated that this assumption could be retained,  $\Delta\chi^2(7) = 27.86$ ,  $p < .001$ ;  $\Delta\text{CFI} = .004$ ,  $\Delta\text{TLI} = .001$ ,  $\Delta\text{RMSEA} = .002$ .

We then proceeded to conduct latent mean comparisons across gender (Hancock, Lawrence, & Nevitt, 2000). The latent mean for one group is set to zero by default, and the latent mean for the second group is freely estimated. The latent means for each variable (depressive and anxiety symptoms) can be compared across gender using t-tests (see Table 3).

**Table 3. Latent Mean Comparisons for Depressive and Anxiety Symptoms**

Subscale	Women <i>M</i> ( <i>SD</i> )	Men <i>M</i> ( <i>SD</i> )	<i>t</i> -value	Cohen's <i>d</i>
Depression	0.00 (0.76)	-0.17 (0.75)	3.27**	.22
Anxiety	0.00 (0.84)	-0.12 (0.82)	2.16*	.15

Note. \*\*  $p < .005$ ; \*  $p < .001$ .

Both comparisons were statistically significant, with women scoring higher than men on both indices of internalizing symptoms. These differences were small but noteworthy, as indicated by the Cohen's *d* effect sizes.

### **Convergent and Discriminant Validity**

To establish convergent and discriminant validity, first we calculated correlations between depression and anxiety measures – where these two sets of symptoms are classified under the heading of internalizing and should be highly correlated. Next, we correlated scores on the CESD Boston Form and the GAD7 with scores on Satisfaction with Life scale and a Self-esteem scale. Although depressive and anxiety symptoms should be strongly and negatively correlated with life satisfaction and self-esteem, these correlations should be markedly lower compared to those between depressive and anxiety symptoms.

To estimate the correlations between anxiety and depressive symptoms, and of anxiety and depressive symptoms with self-esteem and life satisfaction, we estimated a CFA model using scores from the CESD Boston Form, the GAD7, the Satisfaction with Life Scale (Diener et al., 1985), and the Rosenberg (1965) Self-Esteem Scale. For the self-esteem scale, Chen, West and Sousa (2006) have found that a bifactor model provides the best fit to the data. We therefore represented the self-esteem measure using separate factors for self-esteem (positively worded) and self-derogation (negatively worded). The full CFA model fit the data well,  $\chi^2(355) = 979.064, p < .001$ , RMSEA = .044, CFI = .938, TLI = .930.

As expected, the correlation between depressive and anxiety symptoms were positive and high ( $r = .86, p < .001$ ). Depressive symptoms were negatively correlated with self-esteem,  $r = -.18, p < .002$ , and positively correlated with self-derogation,  $r = .63, p < .001$ . Anxiety symptoms were negatively correlated with self-esteem,  $r = -.18, p < .001$ ; and positively correlated with self-derogation,  $r = .54, p < .001$ . Correlations with life satisfaction were not statistically significant for either depressive symptoms,  $r = -.02, p = .64$ ; or anxiety,  $r = -.01, p = .86$ .

### **Discussion**

The present study was designed to validate brief depressive and anxiety symptom measures for use in Georgia, an emerging research environment. Many clinical and research needs exist in this country, however, few scales and diagnostic instruments have been validated. Recently, articles describing Georgian instrument (not anxiety or depression) validation studies have begun to appear in the literature (Martskvishvili, Arutinov, & Mestvirishvili, 2013; Khechuashvili, 2016, 2018; Sordia & Martskvishvili, 2020). The current article is the first report validating depression and anxiety measures in Georgian against the background of the situation that public health scholars already use the non-validated version of GAD7 (Makhashvili, Javakhishvili, Sturua, Pilauri, Fuhr, & Roberts, 2020).

We examined two brief measures – the CESD Boston Form (10 items) and the GAD7 (7 items). Whereas the GAD7 has been previously validated in Western contexts outside the United States (Löwe et al., 2008; Donker et al., 2011), the CESD Boston Form – has not. There are reports

validating the full 20-item CESD outside the US (Kazarian & Taher, 2010; Gomez & McLaren, 2015). These measures have also been shown to converge well with other depression and anxiety scales and with clinical ratings of symptom severity (Irwin et al., 1999; Gonçalves & Fagulha, 2004).

Our factor analysis indicated that the scoring algorithms for these two measures provided a good fit to our Georgian data, with one notable exception. The reverse-coded items from the CESD Boston Form did not load well and were removed. There is evidence that negatively worded items may not perform well because of the method effects (Chen et al., 2006). Additionally, we had to allow error correlations to account for similar item wording, which is often the case with self-report scales (Schreiber, Nora, Stage, Barlow, & King, 2006). The fit of our models suggests that the CESD Boston Form and the GAD7 are appropriate for use with Georgian populations. Similar findings have emerged in Germany for the GAD7 (Löwe et al., 2008). Literature provides validation of CESD 7 (Herrero & Meneses, 2006) and 8 (Karim, Weisz, Bibi & ur Rehman, 2015) item forms, but the present study is the first to validate the CESD Boston 10-item Form in a language other than English.

Our invariance tests across gender provide further evidence for the robustness of these scales in Georgian contexts. Specifically, we found full metric invariance, and at least partial scalar invariance for both scales. Cronbach's alpha coefficients were strong. These findings suggest that the CESD Boston Form and the GAD7 are appropriate for use with both men and women, and that they would be expected to perform equivalently across gender.

Consistent with a large body of work on internalizing symptoms, we found gender differences in depression as well as anxiety scores, with women scoring higher than men in both cases. Numerous studies have found higher prevalence rates of generalized anxiety disorder in women than in men in both clinical and nationally representative samples in the United States (McLean & Anderson, 2009; McLean et al., 2011), Australia, and the Netherlands (Hunt et al., 2002; Schuch et al., 2014).

The present sample was comprised of both university students and non-student young adults. Higher rates of depression were found in young women in a New Zealand longitudinal study that also compared student and nonstudent samples and found that they were comparable, indicating that student results can be generalized to nonstudents (Hankin et al., 1998).

In terms of convergent and discriminant validity, we found that scores from the CESD Boston Form SECD and the GAD7 were positively and highly correlated with each other. This finding is consistent with prior work (Hunt et al., 2002; Nieuwenhuijsen et al., 2003). The high correlation between scores on the depressive and anxiety symptom scales ( $r = .86$ , accounting for 74% shared variability) reflects the classification of depression and anxiety under the heading of internalizing problems, as well as the frequent comorbidity between these two sets of symptoms.

Discriminant validity correlations suggested greater discriminant validity for the GAD7 and the CESD Boston Form vis-à-vis life satisfaction than vis-à-vis self-esteem. Both depressive and anxiety symptoms were correlated with self-esteem and self-derogation, but correlations with life satisfaction were non-significant. Indeed, prior work has suggested that it is possible for a person to be anxious and satisfied with life at the same time (Huebner et al., 2000).

## Limitations and Future Directions

Our findings should be interpreted in light of some limitations. Our sample was comprised of young adults. We do not know whether the results would have differed with other age groups. Further, we only used self-esteem and life satisfaction as comparison measures. Future studies should use a wider array of comparison measures, such as indices of work satisfaction, relationship satisfaction, substance use, and other similar constructs.

In conclusion, despite these limitations, the present study has provided Georgian versions of two brief measures of internalizing symptoms. We hope that these scales will help to satisfy the clinical assessment needs among Georgian mental health professionals and will serve as a model for other societies with similar needs.

## References

- Achenbach, T. M., Dumenci, L., & Rescorla, L. A. (2002). Ten-Year comparisons of problems and competencies for national samples of youth: self, parent, and teacher reports. *Journal of Emotional and Behavioral Disorders, 10*(4), 194 – 203. doi:10.1177/10634266020100040101
- Baek, J. H., Eisner, L. R., Neirenberg, A. A. (2013) Smoking and suicidality in subjects with major depressive disorder: Results from the National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions (NESARC). *Journal of Affective Disorders, 150*(3), 1158–1166. doi:10.1016/j.jad.2013.05.082
- Chen, F. F., West, S. G., & Sousa, K. H. (2006). A comparison of bifactor and second-order models of quality of life. *Multivariate Behavioral Research, 41*, 189–225.
- Cuijpers, P., Boluijt, P., van Straten, A. (2008). Screening of depression in adolescents through the Internet. Sensitivity and specificity of two screening questionnaires. *European Child & Adolescent Psychiatry, 17*(1), 32–38. doi: 10.1007/s00787-007-0631-2
- Diener, E, Emmons, R, A., Larsen R. J, & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment, 49*, 71-75. doi: 10.1207/s15327752jpa4901\_13
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development 43*(2), 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459
- Donker, T., van Straten, A., Marks, I., & Cuipers, P. (2011). Quick and easy self-rating of generalized anxiety disorder: validity of the Dutch web-based GAD-7, GAD-2 and GAD-SI. *Psychiatry Research, 188*(1), 58-64. doi: 10.1016/j.psychres.2011.01.016
- Geostat (2018). National accounts of Georgia 2016 statistical publication. Retrieved from [http://geostat.ge/cms/site\\_images/\\_files/georgian/nad/National\\_Accounts\\_pub\\_2016.pdf](http://geostat.ge/cms/site_images/_files/georgian/nad/National_Accounts_pub_2016.pdf)
- Geostat (2021). Employment and unemployment. Retrieved from <https://www.geostat.ge/en/modules/categories/683/Employment-Unemployment>
- Gomez, R., & McLaren, S. (2014). The Center for epidemiologic studies depression scale: support for a bifactor model with a dominant general factor and a specific factor for positive affect. *Assessment, 22*(3), 351 – 360. doi:10.1177/1073191114545357
- Gonçalves, B., & Fagulha, T. (2004). The Portuguese version of the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D). *European Journal of Psychological Assessment, 20*(4), 339-348. doi:10.1027/1015-5759.20.4.339

- Hankin, B. L., & Abramson, L. Y. (2001). Development of gender differences in depression: An elaborated cognitive vulnerability–transactional stress theory. *Psychological Bulletin*, *127*(6), 773-796. doi: 10.1037/0033-2909.127.6.773
- Hankin, B. L., Abramson, L. I., Moffitt, T. E., Silva, P. A., McGee, R., & Angell, K. A. (1998). Development of depression from preadolescence to young adulthood: Emerging gender differences in a 10-year longitudinal study. *Journal of Abnormal Psychology*, *107*(1), 128-140.
- Hancock, G. R., Lawrence, F. R., & Nevitt, J. (2000). Type I error and power of latent mean methods and manova in factorially invariant and noninvariant latent variable systems. *Structural Equation Modeling*, *7*, 534-556.
- Herrero, J., & Meneses, J. (2006). Short Web-based versions of the perceived stress (PSS) and Center for Epidemiological Studies-Depression (CESD) Scales: A comparison to pencil and paper responses among Internet users. *Computers in Human Behavior*, *22*(5), 830-846. doi: 10.1016/j.chb.2004.03.007
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *6*, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Huebner, E. S., Funk, B. A. III, & Gilman, R. (2000). Cross-sectional and longitudinal psychosocial correlates of adolescent life satisfaction reports. *Canadian Journal of School Psychology*, *16*(1), 53-64. doi:10.1177/082957350001600104
- Hunt, C., Issakidis, C., Andrews, G. (2002). DSM-IV generalized anxiety disorder in the Australian national survey of mental health and well-being. *Psychological Medicine*, *32*(4), 649-59.
- Ingul, J. M., & Nordahl, H. M. (2013). Anxiety as a risk factor for school absenteeism: What differentiates anxious school attenders from non-attenders? *Annals of general psychiatry*, *12*(25), 12-25. doi: 10.1186/1744-859X-12-25
- Irwin, M., & Artin, K. H., & Oxman, M. (1999). Screening for depression in the older adult: criterion validity of the 10 item Center for Epidemiological Studies Depression Scale (CES-D). *Archives of Internal Medicine*, *159*(15), 1701-1704. doi:10.1001/archinte.159.15.1701
- Javakhishvili, N., Skhirtladze, N., Butashvili, N., Lortkipanidze M., Makashvili, A., Vardanashvili, I., & Shekrildze, I. (2016). kvlevis instrumentebis validacia [Validation of research instruments. In N Javakhishvili & N. Butashvili (Eds.) Proceedings of Psychological Conference Dedicated to D. Uznadze’s Jubilee [dimitri uznadzis dabadebidan 130 wlistavisadmi midzgvnili konferenciis shromebi] (pp. 63-84). Ilia State University Press.
- Julian, L., J. (2011). Measures of anxiety. *Arthritis Care & Research*, *63*(11), 467-472. doi:10.1002/acr.20561
- Kazarian, S. S., & Taher, D. (2010). Validation of the Arabic Center for Epidemiological Studies Depression (CES-D) scale in a Lebanese community sample. *European Journal of Psychological Assessment*, *26*(1), 68-73. doi:10.1027/1015-5759/a000010
- Kline, P. (2014). An easy guide to factor analysis. London, Great Britain: Routledge.
- Khechuashvili, L. (2018). Psychometric Properties of the Georgian Expanded Version of the Posttraumatic Growth Inventory. *Journal of Loss and Trauma*, *23*(8), 659-671. doi: 10.1080/15325024.2018.1498202
- Khechuashvili, L. (2016). Investigation of psychometric properties of the Georgian version of post-traumatic growth inventory. *Journal of Loss and Trauma*, *21*(6), 522-532. doi:10.1080/15325024.2016.1157409



- Karim, J., Weisz, R., Bibi, Z., & ur Rehman, S. (2015). Validation of the eight-item center for epidemiologic studies depression scale (CES-D) among older adults. *Current Psychology*, *34*(4), 681-692. doi: 10.1007%2Fs12144-014-9281-y
- Kuehner, C. (2003). Gender differences in unipolar depression: an update of epidemiological findings and possible explanations. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, *108*(3), 163-74. doi:10.1034/j.1600-0447.2003.00204.x
- Löwe, B., Decker, O., Müller, S., Brähler, E., Schellberg, D., Herzog, W., & Herzberg, P. Y. (2008). Validation and standardization of the Generalized Anxiety Disorder Screener (GAD-7) in the general population. *Medical Care*, *46*(3), 266-274. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/40221654>
- Mackenzie, S., Wiegel, J. R., Mundt, M., Brown, D., Saewyc, E., Heiligenstein, E., Harahan, B. & Fleming, M. (2011). Depression and suicide ideation among students accessing campus health care. *American Journal of Orthopsychiatry*, *81*, 101-107. doi:10.1111/j.1939-0025.2010.01077.x
- Makhashvili, N., Javakhishvili, J. D., Sturua, L., Pilauri, K., Fuhr, D. C., & Roberts, B. (2020). The influence of concern about COVID-19 on mental health in the Republic of Georgia: a cross-sectional study. *Globalization and health*, *16*(1), 1-10. doi: 10.1186/s12992-020-00641-9
- Martskvishvili, K., Arutinov, L., & Mestvirishvili M. (2013). A psychometric investigation of the Georgian version of the Trait Emotional Intelligence Questionnaire. *European Journal of Psychological Assessment*, *29*(2), 84-88. doi:10.1027/1015-5759/a000135
- McLean, C. P., & Anderson, E. R. (2009). Brave men and timid women? A review of the gender difference in fear and anxiety. *Clinical Psychology Review*, *29*, 496-505. doi:10.1016/j.cpr.2009.05.003
- McLean, C. P., Asnaani, A., Litz, B. T., & Hofmann, S. G. (2011). Gender differences in anxiety disorders: Prevalence, course of illness, comorbidity and burden of illness. *Psychiatric Research*, *45*(8): 1027-1035. doi:10.1016/j.jpsychires.2011.03.006
- Ministry of Labor, Health and Social Defense of Georgia. IDP Statistics. Retrieved from <https://www.moh.gov.ge/ka/703/>
- Morf, C. C., Schürch, E., Küfner, A., Siegrist, P., Vater, A., Back, M., ... Schro der-Abe, M. (2016). Expanding the nomological net of the pathological narcissism inventory: German validation and extension in a clinical inpatient sample. *Assessment*, *24*(4), 419 - 443. doi:10.1177/1073191115627010
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2012). *MPLUS user's guide* (7th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nieuwenhuijsen, K., de Boer, A. G. E. M., Verbeek, J., Blonk, R., & van Dijk, F. J. H. (2003). The depression anxiety stress scales (DASS): detecting anxiety disorder and depression in employees absent from work because of mental health problems. *Occupational and Environmental Medicine*, *60*(1), 177-182. doi:10.1136/oem.60.suppl\_1.i77
- Plaisier, I., de Graaf, R., de Bruijn, J., Smit, J., van Dyck, R., Beekman, A., & Penninx, B. (2012). Depressive and anxiety disorders on-the-job: The importance of job characteristics for good work functioning in persons with depressive and anxiety disorders. *Psychiatric Research*, *200*(2-3), 382-388. doi:10.1016/j.psychres.2012.07.016
- Powers, J. R., Young, A. F., Russel, A., & Pachana, N. A. (2003). Implications of non-response of older women to a short form of the center for epidemiologic studies depression scale. *Aging and Human Development*, *57*(1) 37-54. Retrieved from <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.995.9897&rep=rep1&type=pdf>

- Radloff, L. S. (1977). The CES-D Scale. A Self-Report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement, 1*(3), 385-401. doi:10.1177/014662167700100306
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press. Retrieved from [http://fetzer.org/sites/default/files/images/stories/pdf/selfmeasures/Self\\_Measures\\_for\\_Self-Esteem\\_ROSENBERG\\_SELF-ESTEEM.pdf](http://fetzer.org/sites/default/files/images/stories/pdf/selfmeasures/Self_Measures_for_Self-Esteem_ROSENBERG_SELF-ESTEEM.pdf)
- Schuch, J. J., Roest, A. M., Nolen, W. A., Penninx, B. W., & de Jonge, P. (2014). Gender differences in major depressive disorder: Results from the Netherlands study of depression and anxiety. *Journal of Affective Disorders, 156*, 156-163. doi: 10.1016/j.jad.2013.12.011
- Schwartz, S. J., Salas-Wright, C. P., Pérez-Gómez, A., Mejía-Trujillo, J., Brown, E. C., Montero-Zamora, P., ... Dickson-Gomez, J. (2018). Cultural stress and psychological symptoms in recent Venezuelan immigrants to the United States and Colombia. *International Journal of Intercultural Relations, 67*, 25-34. doi: 10.1016/j.ijintrel.2018.09.001
- Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A. & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factoranalysis results: A review. *The Journal of Educational Research, 99*(6), 323-338. doi: 10.3200/JOER.99.6.323-338
- Smarr, K. L. & Keefer, A. L. (2011). Measures of depression and depressive symptoms: beck depression inventory-II (BDI-II), Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D), Geriatric Depression Scale (GDS), Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS), and Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9). *Arthritis Care & Research, 63*(11), 454-466. doi: 10.1002/acr.20556
- Somers, J. M., Goldner, E. M., Waraich, P., & Hsu, L. (2006). Prevalence and incidence studies of anxiety disorders: a systematic review of the literature. *The Canadian Journal of Psychiatry, 51*(2), 100 – 113. doi:10.1177/070674370605100206
- Smith, J. P., & Book, S. W. (2008). Anxiety and substance use disorders: A review. *The Psychiatric times, 25*(10), 19-23. Retrieved from <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2904966/>
- Sordia, N., & Martskvishvili, K. (2020). Psychometric properties of the Georgian version of the Grit Scale. *Prizren Social Science Journal 4*(1), 8-13. doi: 10.32936/pssj.v4i1.128
- Sowislo, J. F., & Orth, U. (2013). Does low self-esteem predict depression and anxiety? A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin, 139*(1), 213-240. doi:10.1037/a0028931
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B. W., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: The GAD-7. *Archives of International Medicine, 166*(10), 1092-1097. doi:10.1001/archinte.166.10.1092
- World Bank Group. (2016). Georgia: recent trends and drivers of poverty reduction. Retrieved from <http://www.worldbank.org/en/country/georgia/publication/georgia-poverty-assessment>.