

სოციალური ქსელების პრობლემური მოხმარების კითხვარის ფაქტორული სტრუქტურის შეფასება ახალგაზრდების შერჩევაზე

DOI: <https://doi.org/10.52340/bal/2024.02.08>

ანა ზუბაშვილი

კლინიკური ფსიქოლოგიის
მაგისტრი, ი. ჯავახიშვილის სახ.
თბილისის სახელმწიფო
უნივერსიტეტის დოქტორანტი
<https://orcid.org/0009-0005-7045-2859>
ana.zubashvili827@pes.tsu.edu.ge

თამარ აბაშიძე

ფსიქოლოგიის დოქტორი,
ი. ჯავახიშვილის სახ. თბილისის
სახელმწიფო უნივერსიტეტის
ფსიქოლოგიისა და განათლების
მეცნიერებათა ფაკულტეტის
ასოცირებული პროფესორი
<https://orcid.org/0009-009-1637-4641>
tamar.abashidze@tsu.ge

ირინა ჰვანია

ფსიქოლოგიის დოქტორი,
ი. ჯავახიშვილის სახ. თბილისის
სახელმწიფო უნივერსიტეტის
ფსიქოლოგიისა და განათლების
მეცნიერებათა ფაკულტეტის
ასოცირებული პროფესორი
<https://orcid.org/0009-0009-5818-7166>
i.zhvania@gmail.com

აბსტრაქტი

სოციალური ქსელების საიტებმა კაცობრიობას უამრავი შესაძლებლობა შეუქმნა, მაგრამ სხვადასხვა ქვეყანაში თითქმის ოცდაათწლიანი პერიოდის მანძილზე ჩატარებულმა უკლებლივ ყველა კვლევამ ისიც ცხადყო, რომ გადაჭარბებული, არაკონტროლირებადი მოხმარება ნეგატიურად აისახება ფიზიკურ და მენტალურ ჯანმრთელობაზე, ინვეს ემოციურ, კოგნიტურ პრობლემებს, სოციალურ თუ პროფესიულ სირთულეებს. უფრო მეტიც, ზოგიერთ პირს შეიძლება ქცევითი ადექციის მსგავსი სიმპტომებიც განუვითარდეს. 2022 წელს ჩატარებულმა მეტა-ანალიზმა (64 ქვეყანაში მცხოვრები ორ მილიონზე მეტი პირი) აჩვენა, რომ სოციალურ ქსელებზე დამოკიდებულება მსოფლიოს მოსახლეობის დაახლოებით 18%-ს აწუხებს. ამ მხრივ გამონაკლისი არც საქართველოა. შესაბამისად, ქართველ ფსიქოლოგებს სჭირდებათ ამ პრობლემის შესაფასებელი სანდო საზომი ინსტრუმენტი. კვლევის მიზანი იყო Caplan-ის პრობლემური მოხმარების კითხვარის (GPIUS2) უკვე ადაპტირებული ქართული ვერსიის ფაქტორული სტრუქტურისა და ფსიქომეტრული მაჩვენებლების შემოწმება. კვლევაში ჩართული იყო 1013 პირი, მათ შორის 77% ქალი, საშუალო ასაკი 22.6±6.3. ფაქტორული სტრუქტურა შემოწმდა როგორც კვლევითი, ისე კონფირმატორული ფაქტორული ანალიზით. თეორიული მოდელის შესამოწმებლად გამოყენებულ იქნა სტრუქტურული მოდელირება, აგრეთვე მედიაციის ანალიზი. ჩატარებულმა კვლევამ დაადასტურა ტესტის ქართული ვერსიის მაღალი სანდოობა და ვალიდურობა. სოციალური ქსელების პრობლემური მოხმარების სკალის ქართული ვერსია სანდო და ვალიდური შეფასების ინსტრუმენტია. მისი გამოყენება ახალგაზრდებს შორის შეიძლება როგორც კვლევითი, ისე ფსიქოლოგიური კონსულტირების მიზნებისათვის – პრობლემური მოხმარების რისკის შესაფასებლად. კვლევის ძირითადი შედეგები მნიშვნელოვანია როგორც კლიენტთან მუშაობის, ისე პრევენციის მიზნებისათვის. შეიძლება ითქვას, რომ ქართველ ახალგაზრდებს შორის პრობლემური მოხმარების განვითარების საკვანძო რისკ-ფაქტორია მოხმარება გუნების რეგულირებისათვის – სწორედ ის არის ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინებისა და სოციალური ქსელების მოხმარების არასაკმარისი თვითრეგულაციის საფუძველი. შესაბამისად, მოხმარება გუნების რეგულირებისათვის შეიძლება განხილულ იქნეს, როგორც პოტენციური სამიზნე ფსიქოლოგიური ჩარევისა – როგორც ფსიქოლოგიური დახმარების, ისე პრევენციის მიზნით.

საკვანძო სიტყვები: სოციალური ქსელების პრობლემური მოხმარება, ახალგაზრდები, სოციალური ქსელების პრობლემური მოხმარების კითხვარის ქართული ვერსია, ტესტის ფაქტორული სტრუქტურა, ტესტის ფსიქომეტრული მაჩვენებლები.

EVALUATION OF THE FACTORAL STRUCTURE OF THE PROBLEMATIC SOCIAL MEDIA USE SCALE AMONG GEORGIAN YOUTH

Ana Zubashvili

Master of Clinical Psychology,
PhD student at I. Javakhishvili
Tbilisi State University
<https://orcid.org/0009-0005-7045-2859>
ana.zubashvili827@pes.tsu.edu.ge

Tamar Abashidze

Doctor of Psychology,
Associate Professor at the Faculty of
Psychology and Educational Sciences,
I. Javakhishvili Tbilisi State University
<https://orcid.org/0009-009-1637-4641>
tamar.abashidze@tsu.ge

Irina Zhvania

Doctor of Psychology,
I. Javakhishvili Tbilisi State University
Associate Professor, Faculty of
Psychology and Educational Sciences,
Tbilisi State University
<https://orcid.org/0009-0009-5818-7166>
i.zhvania@gmail.com

ABSTRACT

The development of digital technologies has brought a lot of benefits to humanity, but many studies conducted over the last three decades have revealed that their excessive, uncontrolled use leads to a number of negative consequences - distress, psychopathological symptoms, health problems, social, professional or academic disorders, etc. Sh. Moreover, some individuals may develop behavioral addiction-like symptoms. A meta-analysis conducted in 2022, which included more than two million people living in 64 countries, showed that 17.4% of the world's population is addicted to social networks. Consequently, Georgian psychologists need a reliable measuring tool to assess this problem. The purpose of the study was to check the factor structure and psychometric indicators of the already adapted Georgian version of Caplan's Problematic Use Scale (GPIUS2). 1013 participants were included in the study, including 77% women, average age 22.6±6.3. The factorial structure was tested by both exploratory (EFA) and confirmatory factor analysis (CFA). Structural equation (SEM) modeling and mediation analysis were used to test the theoretical model. The conducted study confirmed the high reliability and validity of the Georgian version of the scale. The Georgian version of the Problematic Social Media use scale can be considered a reliable and valid psychodiagnostic tool. It can be used among young people for both research and psychological counseling purposes - to assess the risk of problematic consumption. The main results of the study are important for both client work and prevention purposes. It can be said that the key risk factor for the development of problematic consumption among Georgian youth is consumption for mood regulation, that is, it is the basis of the preference for online communication and insufficient self-regulation of the use of social networks. Therefore, use for mood regulation can be considered as a potential target for psychological intervention – both for psychological support and prevention.

Keywords: Problematic Social Media use, young people, Georgian version of Problematic social media use scale, factorial structure of the scale, psychometric indicators of the scale.



შესავალი

სოციალური ქსელების საიტებმა კაცობრიობას უამრავი შესაძლებლობა შეუქმნა, მაგრამ სხვადასხვა ქვეყანაში თითქმის ოცდაათწლიანი პერიოდის მანძილზე ჩატარებულმა უკლებლივ ყველა კვლევამ ისიც ცხადყო, რომ გადაჭარბებული, არაკონტროლირებადი მოხმარება ნეგატიურად აისახება ფიზიკურ და მენტალურ ჯანმრთელობაზე, ინვესს ემოციურ, კოგნიტურ პრობლემებს, სოციალურ თუ პროფესიულ სირთულეებს. უფრო მეტიც, ზოგიერთ პირს გარკვეული პიროვნული მახასიათებლებით შეიძლება ქცევითი ადიქციის მსგავსი სიმპტომებიც განუვითარდეს: პრიორიტეტულობა; გუნება-განწყობილების მოდიფიკაცია; ტოლერანტულობა; აბსტინენცია; რეციდივი და კონფლიქტი (Griffiths, 2005; Andreassen, 2015; Kuss & Lopez-Fernandez, 2016). ჯანდაცვის მსოფლიო ორგანიზაციამ გადაჭარბებული მოხმარება საზოგადოებრივი ჯანდაცვის პრობლემად ჯერ კიდევ 2014 წელს აღიარა (World Health Organisation,

2014). პრობლემურ მოხმარებელთა რიცხვის სწრაფ ზრდას განსაკუთრებით ხელი შეუწყო როგორც მუდმივი კავშირის უზრუნველყოფმა სმარტფონებმა/პლანშეტებმა, ისე თავად სოციალური ქსელების სტრუქტურამაც (კომერციული მიზნებიდან გამომდინარე ახალი ფუნქციების შემუშავება საიტზე გატარებული დროის გასაზრდელად, შესვლას შორის დროის ინტერვალის შესამცირებლად, მუდმივი ჩართულობის ნასახალისებლად და სხვ. (Aboujaoude & Gega, 2020). ახლახან ჩატარებულმა მეტა-ანალიზმა (64 ქვეყანაში მცხოვრები ორ მილიონზე მეტი პირი) აჩვენა, რომ სოციალურ ქსელებზე დამოკიდებულება დაახლოებით 18%-ს აწუხებს (Meng, ი დრ., 2022). ამის კვალობაზე სულ უფრო მეტი პირი მიმართავს მკურნალობას პრობლემური ციფრული ქცევის გამო (Kuss & Lopez-Fernandez, 2016). ამ მხრივ გამონაკლისი არც საქართველოა. შესაბამისად, ქართველ ფსიქოლოგებს ესაჭიროებათ ამ პრობლემის შესაფასებელი სანდო საზომი ინსტრუმენტი.

მიუხედავად იმისა, რომ სოციალური ქსელების გადაჭარბებულ მოხმარებასთან დაკავშირებული ფსიქიკური ჯანმრთელობის პრობლემები სადავო აღარ არის, კონსენსუსი ამ ფენომენის კონცეპტუალიზაციასა და დიაგნოსტიკასთან დაკავშირებით მიღწეულ ვერ იქნა, რის გამოც ის ადიქციად არც DSM-5-სა და არც ICD-11-ს იქნა აღიარებული. ალტერნატიული მიდგომა პრობლემური მოხმარების თეორია, რომლის ფარგლებში ფენომენი განიხილება არა როგორც პათოლოგია, კლინიკური დარღვევა, არამედ უფრო ნეგატიური შედეგების გამომწვევი ქცევა – თვითრეგულაციის პრობლემა (კოგნიტურ-ქცევითი პარადიგმა). კონსენსუსის არარსებობა, თავის მხრივ, აისახება ამ მოვლენის შესაფასებელი საზომი ინსტრუმენტის სანდოობაზე (Pontes, Caplan, & Griffiths, 2016). სისტემურმა კვლევამ (2000 წლის შემდეგ გამოქვეყნებული 68 ეპიდემიოლოგიური კვლევა შერჩევის მოცულობით არანაკლებ 1000 პირისა) გამოავლინა 21 განსხვავებული ინსტრუმენტი (Kuss, Griffiths, Karila, & Billieux, 2014). ამ ინსტრუმენტების უმეტესი ნაწილი ეფუძნებოდა არა კონცეპტუალურ მოდელს, არამედ ან „ტრადიციული“ ადიქციის (ფსიქოპათიურ ნივთიერებებზე/აზარტულ თამაშებზე დამოკიდებულება) შეფასების კრიტერიუმებს, ანდა ინტერნეტში გატარებული დროის თუ წარმოქმნილი პრობლემების კრიტერიუმებს. ეს კი ნიშნავს ქცევითი ადიქციის მსგავსი სიმპტომების მქონე პირთა მიმართ იგივე სტანდარტიზებული მიდგომების გამოყენებას, რაც „ტრადიციული“ ადიქციის სამკურნალოდ. ასეთი გამარტივებული, მხოლოდ კრიტერიუმებზე დაფუძნებული, მიდგომის შედეგად უგულვებელყოფილია ის საკვანძო ფსიქოლოგიური პროცესები (მოტივაციური, აფექტური, კოგნიტური, ინტერპერსონალური, სოციალური), რომლებიც საფუძვლად უდევს კონკრეტულ ქცევაში დისფუნქციურ ჩართულობას (Billieux, Schimmenti, Khazaal, Maurage, & Heeren, 2015). არადა „ტრადიციული“ ადიქციისგან განსხვავებით, როცა თერაპიის მიზანია მოხმარების შეწყვეტა, ციფრული ტექნოლოგიების პრობლემური მოხმარების შემთხვევაში მიზანია მოხმარების არა შეწყვეტა, არამედ კონტროლი.

არსებულ საზომ ინსტრუმენტთა უმრავლესობისაგან განსხვავებით, კოგნიტურ-ქცევითი მოდელის ფარგლებში Caplan-ის ინტერნეტის პრობლემური მოხმარების სკალა (GPIUS2) ინტეგრირებული კონცეფტუალური მოდელია, რომელიც ეფუძნება Davis-ის თეორიას (Davis & Flett, 2002), LaRose-ის ინტერნეტის არარეგულირებადი მოხმარების სოციალურ-კოგნიტურ მოდელს (LaRose, Lin, & Eastin, 2003), აგრეთვე თავად ავტორის მონაცემებს (Caplan & High, 2007; Caplan, 2010; Caplan & High, 2011). GPIUS2 ფოკუსირებულია სოციალური კომუნიკაციის ფაქტორზე, რაც განსაკუთრებით მნიშვნელოვანია სოციალური ქსელების სოციალური ფუნქციების გათვალისწინებით. GPIUS2 ადაპტირებულია მსოფლიოს ბევრ ენაზე.

1. კვლევის მიზანი

ქართული ვერსია (ახალგაზრდებისათვის, არაკლინიკური შერჩევა) ადაპტირებულია ა.ზუბაშვილის მიერ

(ზუბაშვილი, 2022). დადასტურდა ტესტის კარგი ფსიქომეტრული მაჩვენებლები, თუმცა აღმოჩნდა, რომ დამატებით შემომწმებას მოითხოვს ტესტის ფაქტორული სტრუქტურა. ტესტის ორიგინალი ხუთ სკალას შეიცავს: 1) ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება, 2) გუნების რეგულირება, 3) გონების შეპყრობა, 4) კომპულსიური მოხმარება და 5) ნეგატიური შედეგები. ამასთანავე, მე-3 და მე-4 სკალები ოპერაციონალიზებულია, როგორც კოგნიტურ და ქცევით სიმპტომებს შორის ურთიერთქმედების ამსახველი უფრო მაღალი რიგის ფაქტორი – არასაკმარისი თვითრეგულაცია (Caplan, 2010).

მაგრამ სხვადასხვა ენაზე ტესტის ადაპტაციის პროცესმა აჩვენა, რომ ეს მოდელი ყოველთვის არ დასტურდება. ასე, გერმანულ ვერსიას ანალოგიური ფაქტორული სტრუქტურა აქვს (Barke, Nyenhuis, & Kröner-Herwig, 2014), თუმცა იტალიური (Fioravanti, Primi, & Casale, 2013), ფრანგული (Lacini, Kaliszewska-Czeremska, Tricard, & Chabrol, 2018), პორტუგალიური (ამ უკანასკნელის ერთ-ერთი თანაავტორია თავად Caplan) (Pontes, Caplan, & Griffiths, 2016) ვერსიების შემთხვევაში დადასტურდა პირველი რიგის ოთხი ფაქტორისაგან შემდგარი მოდელი, ანუ უფრო მაღალი რიგის ფაქტორის გარეშე. პოლონულ ვერსიას აქვს ხუთფაქტორიანი სტრუქტურა (Probiez, Gafuska, & Gafuska, 2020), მაგრამ მეორე რიგის ფაქტორის გარეშე. Caplan და თანაავ. აზრით, ეს ფაქტი აიხსნება კროს-კულტურული განსხვავებით: პორტუგალიური და იტალიური შერჩევა მსგავსია და განსხვავდება Caplan-ის კვლევის შერჩევისაგან (აშშ) (Pontes, Caplan, & Griffiths, 2016).

ქართული ვერსიის ადაპტაციის პროცესში ფაქტორული სტრუქტურის საკითხის ცალსახად გადამწყვეტა ვერ მოხერხდა და გამოიკვეთა დამატებითი კვლევის ჩატარების საჭიროება ტესტის ფაქტორული სტრუქტურის შესაფასებლად. ტესტის ავტორის მიერ პირდაპირი და არაპირდაპირი ეფექტების შესამოწმებლად ჩამოყალიბებულია შემდეგი ჰიპოთეზები (Caplan, 2010):

H1: ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება არის გუნების რეგულირებისათვის სოციალური ქსელების მოხმარების პირდაპირი დადებითი პრედიქტორი;

H2: ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება არის არასაკმარისი თვითრეგულაციის პირდაპირი დადებითი პრედიქტორი;

H3: გუნების რეგულირებისათვის სოციალური ქსელების მოხმარება არის არასაკმარისი თვითრეგულაციის პირდაპირი დადებითი პრედიქტორი;

H4: არასაკმარისი თვითრეგულაცია არის დისფუნქციური მოხმარების გამო წარმოქმნილი ნეგატიური შედეგების პირდაპირი დადებითი პრედიქტორი;

H5: არსებობს არაპირდაპირი დადებითი კავშირი ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინებასა და არასაკმარის თვითრეგულაციას შორის, რომელიც გაშუალებულია გუნების რეგულირებისათვის სოციალური ქსელების მოხმარებით;

H6: არსებობს არაპირდაპირი დადებითი კავშირი ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინებასა და ნეგატიურ შედეგებს შორის, რომელიც გაშუალებულია არასაკმარისი

თვითრეგულაციით;

H7: არსებობს არაპირდაპირი დადებითი კავშირი გუნების რეგულირებისათვისა და ნეგატიურ შედეგებს შორის, რომელიც გაშუალებულია არასაკმარისი თვითრეგულაციით.

ამრიგად, ჩატარებული კვლევის მიზანი იყო: 1) ტესტის კონსტრუქტის ვალიდურობის (ფაქტორული სტრუქტურის) შემოწმება ფაქტორული ანალიზის როგორც კვლევის, ისე დამადასტურებელი მეთოდების გამოყენებით; 2) ტესტის სკალებს შორის კავშირების (ავტორის ჰიპოთეზების) შემოწმება სტრუქტურული მოდელის საფუძველზე; შიდა კონვერგენტული და დისკრიმინანტული ვალიდურობის შეფასება.

2. მეთოდი

2.1. კვლევის პროცედურა და მონაწილეები

ჩატარდა რაოდენობრივი კროს-სექციური კვლევა ეგრეთ ნოდებულ „მოსახერხებელ“ (convenience) შერჩევაზე, Google Forms გამოყენებით, ანონიმურობის სრული გარანტიით – მონაწილე მხოლოდ სქესსა და ასაკს უთითებდა, კვლევაში მონაწილეობაზე წინასწარი თანხმობით. ჩართვის კრიტერიუმები: ა) სოციალური ქსელის მოხმარება; ბ) 35-მდე წლამდე ასაკი. ყველა კითხვაზე პასუხი სავალდებულო იყო, ამიტომ გამოტოვებულ მონაცემებს შერჩევა არ შეიცავდა. კვლევაში ჩართული იყო 2021-2024 წლებში შეგროვილი სამი შერჩევის მონაცემები: პირველი შერჩევა – 464 პირი, მათ შორის 79% ქალი, საშუალო ასაკი 21.4 ± 5.9 ; მეორე შერჩევა – 238 პირი, მათ შორის 78% ქალი, საშუალო ასაკი 24.6 ± 6.1 ; მესამე შერჩევა – 311 პირი, მათ შორის 77% ქალი, საშუალო ასაკი 26.2 ± 8.1 . საერთო ჯამში გამოკითხულ იქნა 1013 პირი, მათ შორის 78% ქალი, საშუალო ასაკი 22.6 ± 6.3 .

2.2. საზომი ინსტრუმენტები

სოციალური ქსელების პრობლემური მოხმარების სკალის ქართული ვერსია. სოციალური ქსელების პრობლემური მოხმარების სკალა (GPIUS2) 15 პუნქტისაგან შედგება, რომლებიც ფასდება ლაიკერტის 7-საფეხურიანი სკალით („სრულიად არ ვეთანხმებიდან“ „სრულიად ვეთანხმებამდე“). ტესტის ორიგინალი ხუთ სკალას შეიცავს: 1) ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება (preference for online social interaction), 2) გუნების რეგულირება (mood regulation), 3) გონების შეპყრობა (cognitive preoccupation), 4) კომპულსიური მოხმარება (compulsive use) და 5) ნეგატიური შედეგები (negative outcomes). როგორც ითქვა, ტესტის ორიგინალში მე-3 და მე-4 სკალები ოპერაციონალიზებულია, როგორც კოგნიტურ და ქცევით სიმპტომებს შორის ურთიერთქმედების ამსახველი უფრო მაღალი რიგის ფაქტორი – არასაკმარისი თვითრეგულაცია (deficient self-regulation). გათვალისწინებულია აგრეთვე საერთო მაჩვენებლის გამოთვლა (ყველა პუნქტის საშუალო მაჩვენებელი). ცალკეული სკალების მაჩვენებლები სკალაში შემავალი პუნქტების საშუალო არითმეტიკულია, რაც ნიშნავს, რომ მაჩვენებლის შესაძლო დიაპაზონია 1-დან 7-მდე; უფრო მაღალი მაჩვენებელი უფრო მაღალ გამოსატუ-

ლებაზე მიუთითებს.

2.3. სტატისტიკური ანალიზი

აღწერითი სტატისტიკის მონაცემების გამოსათვლელად გამოყენებულ იქნა მათემატიკური სტატისტიკის პროგრამათა პაკეტი SPSS-27. განაწილება შეფასდა კოლმოგოროვ-სმირნოვისა და შაპირო-უილკის კრიტერიუმებით, აგრეთვე განაწილების მახასიათებლებით (ასიმეტრია და ექსცესი). მრავალგანზომილებიანი ნორმალურობის შესამოწმებლად გამოყენებულ იქნა Mardia's ტესტები. შიდა ერთგვაროვნების შესაფასებლად გამოყენებულ იქნა კრომბაჰის ალფა, აგრეთვე მაკდონალდის ომეგა (Construct Reliability – CR). ფაქტორული სტრუქტურა შემოწმდა როგორც კვლევის, ისე კონფირმატორული ფაქტორული ანალიზით – SPSS მოდულის – AMOS-26-ის, აგრეთვე პროგრამა JASP გამოყენებით. მედიაციის ანალიზი ჩატარდა პროგრამა JASP გამოყენებით. შიდა კონვერგენტული ვალიდურობის შესამოწმებლად გამოთვლილ იქნა ამოღებული საშუალო დისპერსია (AVE). შიდა დისკრიმინანტული ვალიდურობა შეფასდა AVE-დან კვადრატული ფესვის სიდიდის შედარებით შესაბამისი ფაქტორის სხვა ფაქტორებთან კორელაციის კოეფიციენტთან შედარების საფუძველზე. კორელაცია გამოთვლილ იქნა პირსონის კორელაციის კოეფიციენტით.

3. შედეგები

3.1. განაწილების შემოწმება

განაწილების შემოწმებამ აჩვენა, რომ როგორც ტესტის ყველა პუნქტის, ისე ჯამური მაჩვენებლის შემთხვევაში კოლმოგოროვ-სმირნოვისა და შაპირო-უილკის ტესტებით განაწილება ნორმალური არ არის ($p < 0.05$). მაგრამ ასევე ყველა პუნქტისათვის ასიმეტრიისა და ექსცესის მაჩვენებლები 1-ზე ნაკლებია, რაც მიუთითებს, რომ ერთგანზომილებიანი ნორმალური განაწილების მოთხოვნა სრულდება (George & Mallery, 2016). მრავალგანზომილებიანი ნორმალურობის შესამოწმებლად გამოყენებულმა Mardia's ტესტებმა აჩვენა, რომ ეს პირობა დარღვეულია. ექსტრემალური შემთხვევების გამოსავლენად გამოთვლილ იქნა ჯამური (საერთო) მაჩვენებლის სტანდარტული მაჩვენებელი Z: მაჩვენებელი ექსტრემალურია, თუ მისი მნიშვნელობა ± 3.29 -ს აღემატებოდა (Field, 2013). ასეთი შემთხვევაში აღმოჩენილ არ იქნა. შესაბამისად, შერჩევის საბოლოო მოცულობა უცვლელი დარჩა (1013 პირი).

3.2. კონსტრუქტის ვალიდურობის შემოწმება კვლევის ფაქტორული ანალიზით

როგორც ცნობილია, კონსტრუქტის ფაქტორული სტრუქტურის შესასწავლად გამოიყენება როგორც კვლევის (EFA), ისე დამადასტურებელი (CFA) ფაქტორული ანალიზი. პირველის მიზანია სავარაუდო ფაქტორული სტრუქტურის დადგენა, რომელიც შემდეგ მოწმდება დამადასტურებელი ფაქტორული ანალიზით. ამასთანავე, ამ ორი ტიპის ანალიზის ჩატარება რეკომენდებულია სხვადასხვა შერჩევაზე (Kline, 2016; Byrne, 2013; Izquierdo, Olea, & Abad, 2014). კვლევის ფაქტო-

რული ანალიზი ჩატარდა მეორე შერჩევაზე (238 პირი). ამ შერჩევის სიმძლავრე საკმარისია EFA-ს ჩასატარებლად: პრედიქტორების რიცხვისა და შერჩევის მოცულობის თანაფარდობა 16:1 შეადგენს (Kline, 2016). ფაქტორული ანალიზის ჩატარების მართებულობა შემოწმდა Bartlett ტესტით, აგრეთვე შერჩევის ადეკვატურობის საზომით (KMO). ტესტის ყველა პუნქტის, ასევე საერთო მაჩვენებლის შემთხვევაში $KMO \geq 0.80$ (დასაშვები მნიშვნელობა ≥ 0.50). Bartlett ტესტმა დაადასტურა მაღალი სანდოობა: $p=0.000$.

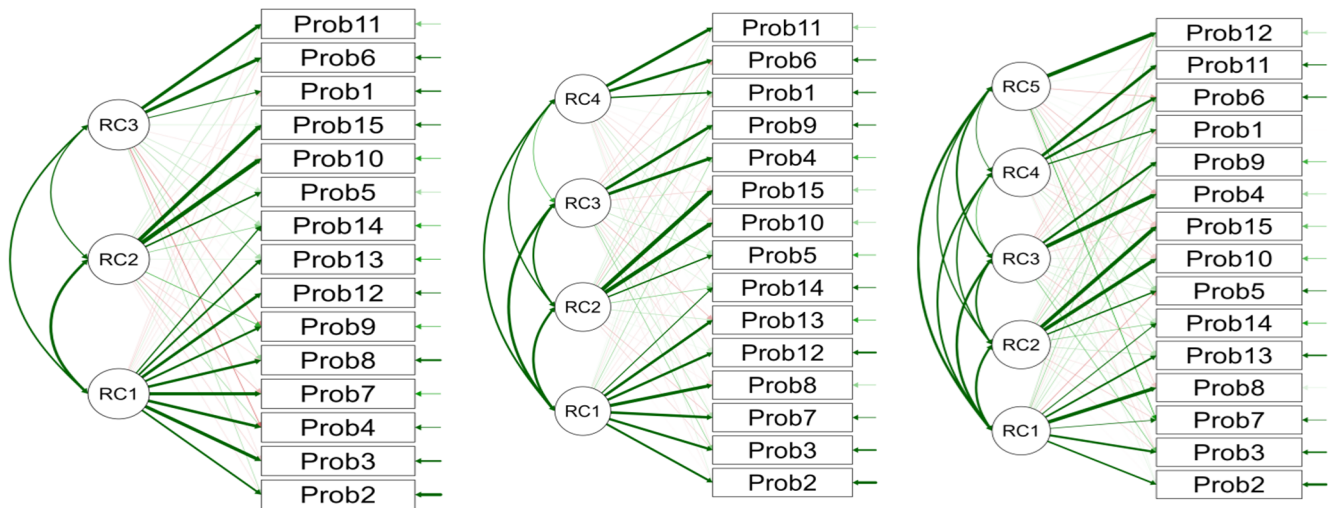
პირველ ეტაპზე EFA ჩატარდა მთავარი კომპონენტების ანალიზით (PCA), რომელიც გამოიყენება სავარაუდო კომპონენტების რიცხვის დასადგენად. იმის გამო, რომ ტესტის პუნქტებს შორის დასტურდება კორელაცია, ბრუნვისათვის გამოიყენებულ იქნა ირიბკუთხა ბრუნვის მეთოდი promax. ფაქტორების რიცხვის განსაზღვრისათვის ჯერ გამოვიყენეთ 1-ზე მაღალი საკუთარი მნიშვნელობის წესი, რის შედეგადაც გამოიყო სამი ფაქტორი, ახსნილი საერთო დისპერსიით 64.3% (ფაქტორული სტრუქტურა წარმოდგენილია პირველ სურათზე).

მეორე ეტაპზე ჩატარდა ზოგადი ფაქტორული ანალიზი. იმის გამო, რომ მრავალგანზომილებიანი ნორმალურობის პირობა დარღვეული იყო, ფაქტორიზაციისათვის გამოიყენებულ იქნა არაშენიშნულ უმცირეს კვადრატთა მეთოდი (Unweighted Least Squares), ისევე ირიბკუთხა ბრუნვით (promax). 1-ზე მაღალი საკუთარი მნიშვნელობის წესის გამოყენებისას შედეგი იყო ზუსტად ისეთი, როგორც მთავარი კომპონენტების ანალიზისას (იხ. სურ. 1). პირველმა ფაქტორმა გააერთიანა ტესტის სამ სკალაში („გუნების რეგულირება“, „გონების შეპყრობა“ და „კომპულსიური მოხმარება“) შემავალი პუნქტები (ახსნილი დისპერსია – 43%), მეორე ფაქტორი შეესაბამებოდა მეხუთე სკალას – „ნეგატიური შედეგები“ (ახსნილი დისპერსია – 7%), მესამე კი – პირველს – „ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება“ (ახსნილი დისპერსია – 6%). ამ მოდელის ვარგისიანობის მაჩვენებლები ასახულია პირველ ცხრილში.

ცხრილი 1. კვლევათი ფაქტორული ანალიზი (EFA) – ვარგისიანობის მაჩვენებლები

მოდელი	χ^2 -ტესტი	CMIN/DF	RMSEA	RMSEA 90% confidence	SRMR	TLI	CFI	BIC
3 ფაქტორი	$\chi^2=263.9$; $p<.001$	2.602	0.116	0.102 - 0.131	0.040	0.825	0.896	-80.800
4 ფაქტორი	$\chi^2=143.2$; $p<.001$	2.808	0.087	0.071 - 0.104	0.029	0.901	0.952	-135.853
5 ფაქტორი	$\chi^2=76.7$; $p<.001$	1.918	0.062	0.041 - 0.083	0.020	0.949	0.981	-142.208

შენიშვნა: CMIN/DF – χ^2 -ის შეფარდება თავის უფლების ხარისხთან; RMSEA – აპროქსიმაციის საშუალო კვადრატული შეცდომა; SRMR – სტანდარტიზებული ნაშთის საშუალო მაჩვენებელი; TLI – ტაკერ-ლიუსის ინდექსი; CFI – მოდელის შეთანხმებულობის, ვარგისიანობის ინდექსი; BIC – ბაისის ინფორმაციული კრიტერიუმი



სურ. 1. 3-ფაქტორიანი მოდელი

სურ. 2. 4-ფაქტორიანი მოდელი

სურ. 3. 5-ფაქტორიანი მოდელი

თუმცა, ბოლო წლებში ჩატარებულმა სიმულაციურმა კვლევებმა აჩვენა, რომ 1-ზე მაღალი საკუთარი მნიშვნელობის წესი ხშირად არასწორ შედეგს იძლევა და ფაქტორების რიცხვის განსაზღვრისათვის რეკომენდებულია მიღებული შედეგის გადამოწმება, მათ შორის თეორიული (კონცეპტუალური) მოდელის საფუძველზე (Fabrigar & Wegener, 2012; Izquierdo, Olea, & Abad, 2014). შესაბამისად, შემოწმდა 4- და 5-ფაქტორიანი მოდელი. ორივე შემთხვევაში გამოიყენებულ იქნა არაშენიშნულ უმცირეს კვადრატთა მეთოდი ირიბკუთხა ბრუნვით promax (იხ. სურ. 2-3).

4-ფაქტორიანი მოდელისათვის ახსნილი დისპერსიის წილი 70%-ს შეადგენს. პირველმა ფაქტორმა გააერთიანა ტესტის ორი სკალა – „გუნების რეგულირება“ და „გონების შეპყრობა“ (ახსნილი დისპერსია – 43%), მეორე ფაქტორი შეესაბამება მეხუთე სკალას – „ნეგატიური შედეგები“ (ახსნილი დისპერსია – 7.6%), მესამე – პირველს – „ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება“ (ახსნილი დისპერსია – 6.5%), ხოლო მეოთხე – „კომპულსიურ მოხმარებას“ (ახსნილი დისპერსია – 3.4%). შესაბამისად, 4-ფაქტორიანი მოდელი სამიანისგან განსხვავდება მხოლოდ იმით, რომ „კომპულსიური მოხმარება“ ცალკე ფაქტორად გამოიყო. 5-ფაქტორიანი მოდელისათვის ახსნილი დისპერსიის წილმა 75%-ს შეადგინა. მაგრამ მას ისეთივე სტრუქტურა აქვს, როგორც 4-ფაქტორიანს; განსხვავდება მხოლოდ ისაა, რომ „გუნების რეგულირების“ ერთი პუნქტი (მე-12) ცალკე ფაქტორად გამოიყო. ამ ორი მოდელის ვარგისიანობის მაჩვენებლები წარმოდგენილია პირველ ცხრილში.

როგორც პირველი ცხრილიდან ჩანს, სამივე მოდელის შემთხვევაში χ^2 -ტესტით შესამოწმებელი ნულოვანი ჰიპოთეზა იმის შესახებ, რომ ემპირიული მოდელი არ განხვავდება პოპულაციურისგან, უარყოფილია, ვინაიდან $p < 0.05$. თუმცა, 3-ფაქტორიანი მოდელის შემთხვევაში χ^2 -ის მნიშვნელობა გაცილებით უფრო მაღალია, რაც მიუთითებს, რომ ბოლო ორი მოდელი უკეთესია. CMIN/DF კრიტერიუმით სამივე მოდელს აქვს დამაკმაყოფილებელი ვარგისიანობა, თუმცა 5-ფაქტორიანი მოდელი უკეთესია (კარგი მნიშვნელობა ≤ 2 ; დამაკმაყოფილებელი ≤ 3). RMSEA-ს (კარგი მნიშვნელობა $\leq 0,05$; დამაკმაყოფილებელი $\leq 0,08$) მიხედვით 3-ფაქტორიანი მოდელის ვარგისიანობა დაბალია. საშუალო კვადრატული შეცდომის სტანდარტიზებული ნაშთის (SRMR) სიდიდე 3-ფაქტორიანი მოდელის შემთხვევაში ყველაზე მაღალია (რაც უფრო ნაკლებია, მით უკეთესია მოდელი). ანალოგიურია შედეგი კიდევ სამი ინდექსით – TLI და CFI (კარგი მნიშვნელობა ≤ 0.95 ; დამაკმაყოფილებელი ≤ 0.90), BIC (რაც უფრო ნაკლებია, მით უკეთესია მოდელი); 3-ფაქტორიანი მოდელის ვარგისიანობა დაბალია, მით უფრო, რომ ის თეორიულ მოდელს არ შეესაბამება. შესაბამისად, დამადასტურებელი ფაქტორული ანალიზი ჩატარდა ოთხ- და ხუთ-ფაქტორიანი მოდელების შესამოწმებლად.

3.3. კონსტრუქტის ვალიდურობის შემოწმება დამადასტურებელი ფაქტორული ანალიზით

დამადასტურებელი ფაქტორული ანალიზით (CFA) შემოწმდა სამი მოდელი: ოთხ- და ხუთ-ფაქტორიანი მოდელი მეორე რიგის ფაქტორის გარეშე, აგრეთვე 5-ფაქტორიანი მოდელი მეორე რიგის ფაქტორით, როგორც ტესტის ორიგინალის შემთხვევაში. ორიგინალის მსგავსად, გამოყენებულ იქნა ორსაფეხურიანი მიდგომა: პირველ ეტაპზე ჩატარდა დამადასტურებელი ფაქტორული ანალიზი – გაზომვის მოდელის შესაფასებლად, შემდეგ კი – სტრუქტურული მოდელირება (SEM) კონსტრუქტებს შორის ჰიპოთეტური კავშირების შესამოწმებლად.

3.3.1. კონსტრუქტის ვალიდურობის შემოწმება: პირველი ეტაპი

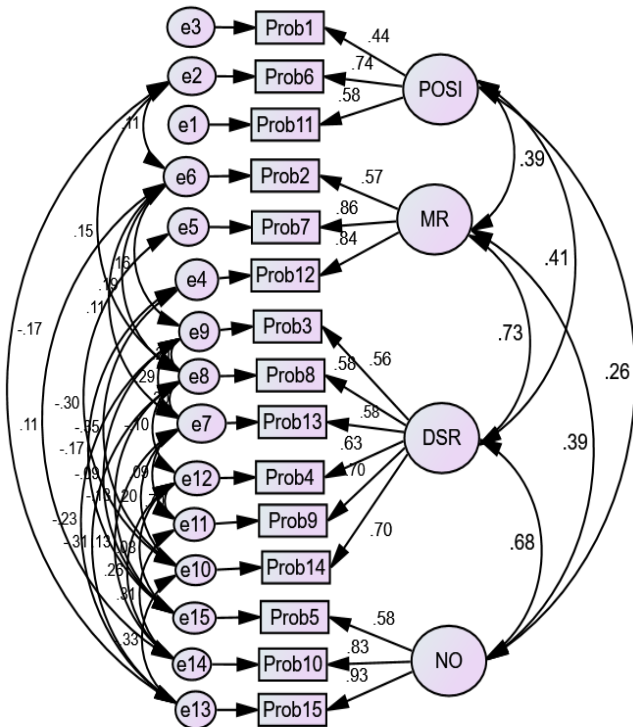
დამადასტურებელი (კონფირმატორული) ფაქტორული ანალიზი (CFA) ჩატარდა მეორე შერჩევაზე (775 პირი). ამ შერჩევის სიმძლავრე (პრედიქტორების რიცხვისა და შერჩევის მოცულობის თანაფარდობა) 5:1 შეადგენს, ანუ დანეხებულ მაჩვენებელს (20:1) მნიშვნელოვნად აღემატება (Kline, 2016). იმის გამო, რომ მრავალგანზომილებიანი ნორმალური განაწილების პირობა არ სრულდებოდა (კრიტიკული თანაფარდობის ინდექსი C.R.=30.672 5-ზე მეტია), სამივე მოდელის შესაფასებლად გამოყენებულ იქნა maximum likelihood (ML) მეთოდი „ბუტსტრეპის“ (bootstrap) პროცედურასთან ერთად (1000 შერჩევა).

4-ფაქტორიანი მოდელი (მოდელი A) შეიცავს პირველი რიგის ოთხ ფაქტორს: 1) ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება; 2) გუნების რეგულირება, 3) გონების შეპყრობისა და კომპულსიური მოხმარების სკალები გაერთიანებულია ერთ ფაქტორად – არასაკმარისი თვითრეგულაცია; 4) ნეგატიური შედეგები. 5-ფაქტორიანი მოდელი (მოდელი B) შეიცავს პირველი რიგის ხუთ ფაქტორს: 1) ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება; 2) გუნების რეგულირება, 3) გონების შეპყრობა; 4) კომპულსიური მოხმარება; 5) ნეგატიური შედეგები. დაბოლოს, 5-ფაქტორიანი მოდელი მეორე რიგის ფაქტორით (მოდელი C): 1) ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება, 2) გუნების რეგულირება, 3) გონების შეპყრობა, 4) კომპულსიური მოხმარება; 5) ნეგატიური შედეგები. მე-3 და მე-4 სკალები ქმნის მეორე რიგის ფაქტორს – არასაკმარის თვითრეგულაციას. სამივე მოდელით გათვალისწინებულია საერთო მაჩვენებელი. სამივე მოდელის ვარგისიანობის მაჩვენებლები წარმოდგენილია მე-2 ცხრილში, ხოლო თავად მოდელები (მოდიფიცირებული სახით) – სურათებზე 4-6.

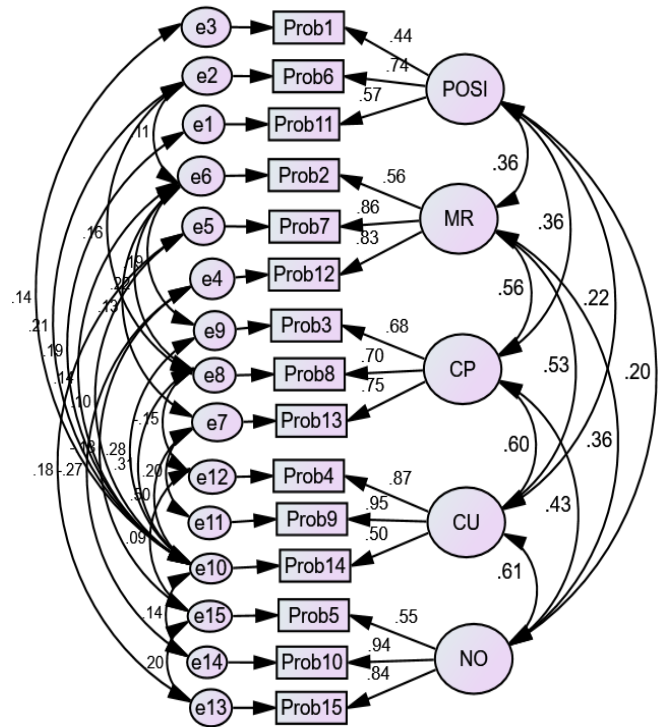
ცხრილი 2. დამადასტურებელი ფაქტორული ანალიზი – ვარგისიანობის მაჩვენებლები

მოდელი	χ^2 -ტესტი	CMIN/DF	RMSEA	RMSEA 90% CI	GFI	TLI	CFI	AIC	CAIC	ECVI
მოდელი A	$\chi^2 = 75.4$; $p = .062$	1.301	0.020	0.010 - 0.031	0.987	0.994	0.996	199.433	549.910	0.258
მოდელი B	$\chi^2 = 92.6$; $p = .003$	1.570	0.027	0.016 - 0.037	0.984	0.988	0.993	214.630	559.455	0.310
მოდელი C	$\chi^2 = 102.1$; $p = .000$	1.730	0.031	0.020 - 0.041	0.983	0.984	0.991	224.050	568.874	0.289

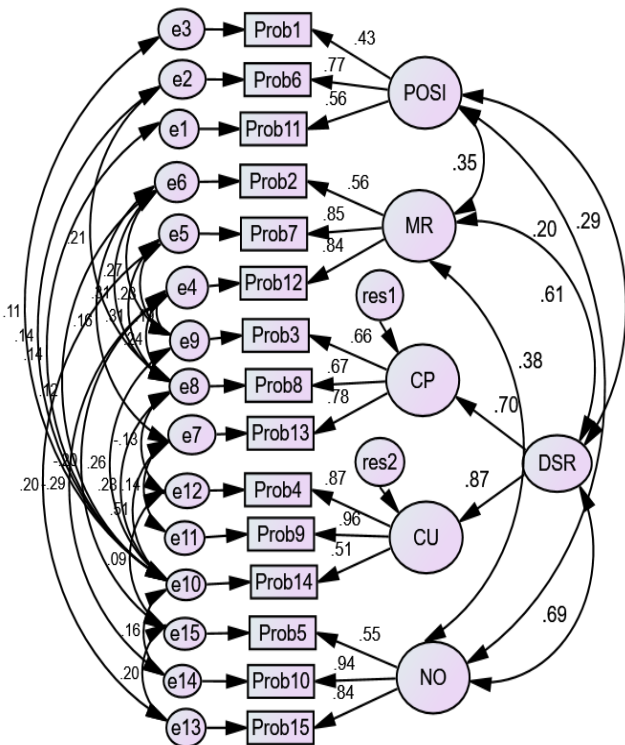
შენიშვნა: CMIN/DF – χ^2 -ის შეფარდება თავისუფლების ხარისხთან; RMSEA – აპროქსიმაციის საშუალო კვადრატული შეცდომა; GFI – ვარგისიანობის ინდექსი; CFI – შედარებითი შეთანხმებულობის ინდექსი; TLI – ტაკერ-ლიუსის ინდექსი; AIC – Akaike’s ინფორმაციული კრიტერიუმი; CAIC – შესწორებული ინფორმაციული კრიტერიუმი; ECVI – მოსალოდნელი ჯვარედინა ვალიდაციის ინდექსი.



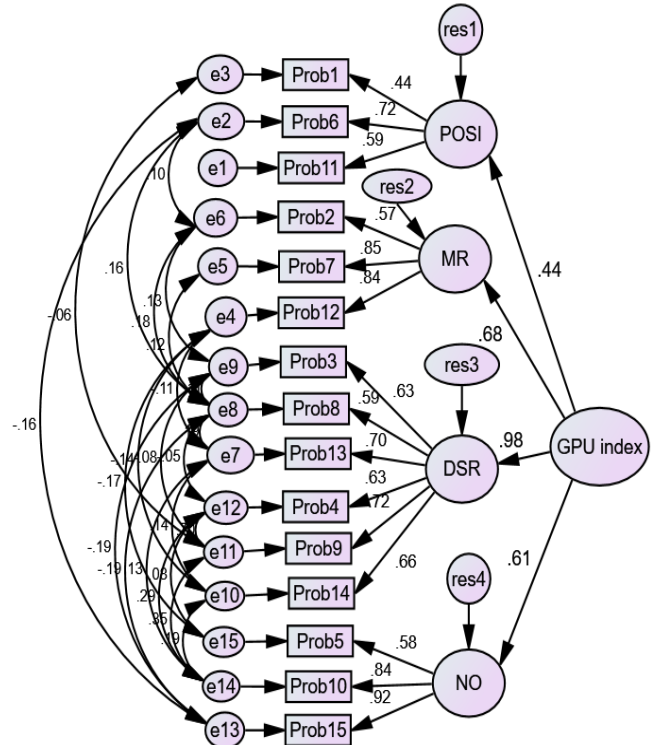
სურ. 4. 4-ფაქტორიანი მოდელი (მოდელი A)



სურ. 5. 5-ფაქტორიანი მოდელი (მოდელი B)



სურ. 6. 5-ფაქტორიანი მოდელი მეორე რიგის ფაქტორით (მოდელი C)



სურ. 7. 4-ფაქტორიანი მოდელი მეორე რიგის ფაქტორით (მოდელი D)

შენიშვნა: მოდელეებზე ასახულია სტანდარტიზებული კოეფიციენტები; POSI – ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება; MR – გუნების რეგულირება; CP – გონების შეყურობა; CU – კომპულსიური მოხმარება; DSR – არასაკმარისი თვითრეგულაცია; NO – ნეგატიური შედეგები; GPU index – საერთო მაჩვენებელი.

როგორც მე-2 ცხრილიდან ჩანს, სამივე მოდიფიცირებულ მოდელს ვარგისიანობის კარგი მაჩვენებლები აქვს, მაგრამ χ^2 -ტესტით ნულოვანი ჰიპოთეზა იმის შესახებ, რომ ემპირიული მოდელი არ განხვავდება პოპულაციური მოდელისგან, დასტურდება მხოლოდ 4-ფაქტორიანი მოდელის (მოდელი A) შემთხვევაში: $p=0.062$ (მეტია 0.05-ზე), რაც მიუთითებს, რომ ის B და C მოდელებზე უკეთესია. ამას ადასტურებს ვარგისიანობის ყველა სხვა ინდექსიც. კერძოდ, მართალია, CMIN/DF კრიტერიუმით სამივე მოდელს მაღალი ვარგისიანობა (კარგი მნიშვნელობა ≤ 2 ; დამაკმაყოფილებელი ≤ 3) აქვს, თუმცა A მოდელის შემთხვევაში ის უკეთესია. იგივე ითქმის სხვა ინდექსებზეც: RMSEA (კარგი მნიშვნელობა $\leq 0,05$; დამაკმაყოფილებელი $\leq 0,08$), GFI, TLI და CFI (კარგი მნიშვნელობა ≤ 0.95 ; დამაკმაყოფილებელი ≤ 0.90). A მოდელის ყველაზე მაღალ ვარგისიანობაზე მიუთითებს მოდელების ვარგისიანობის შესადარებლად განკუთვნილი კრიტერიუმებიც – AIC (Akaike’s ინფორმაციული კრიტერიუმი), CAIC (შესწორებული ინფორმაციული კრიტერიუმი) და ECVI – მოსალოდნელი ჯვარედინა ვალიდიზაციის ინდექსი: რაც უფრო მცირეა ეს მაჩვენებლები, მით უფრო მაღალია ემპირიული მოდელის შესაბამისობა თეორიულთან. მაშასადამე, ყველა ინდექსის მიხედვით A მოდელი ყველაზე უკეთესია. აქედან გამომდინარე, მომდევნო ეტაპზე ტესტის სრული ჰიპოთეტური მოდელი შემოწმდა 4-ფაქტორიან მოდელზე.

3.3.2. კონსტრუქტის ვალიდურობის შემოწმება: სრული მოდელი

როგორც ითქვა, ტესტის 4-ფაქტორიან მოდელში ორი სკალა („გონების შეპყრობა“ და „კომპულსიური მოხმარება“) ქმნის ერთ პირველი რიგის ფაქტორს – „არასაკმარის თვითრეგულაციას“. ტესტით გათვალისწინებულია საერთო მაჩვენებლის გამოთვლა, რომელიც გამოხატავს პრობლემური მოხმარების ინტენსიურობას. საერთო მაჩვენებელი მეორე რიგის ფაქტორია. შესაბამისად, ანალიზის ამ ეტაპზე შემოწმდა მეორე რიგის კონფირმატორული მოდელი (მოდელი D). ისევ გამოყენებულ იქნა ML bootstrap მეთოდი (1000 შერჩევა). მოდელის ვარგისიანობის მაჩვენებლები წარმოდგენილია მე-3 ცხრილში, ხოლო საბოლოო მოდიფიცირებული მოდელი – მე-7 სურათებზე.

ცხრილი 3. დამადასტურებელი ფაქტორული ანალიზი – სრული მოდელი

მოდელი	χ^2 -ტესტი	CMIN/DF	RMSEA	RMSEA 90% CI	GFI	TLI	CFI
მოდელი D	$\chi^2=117.8$; $p=.000$	1.758	0.031	0.022 - 0.040	0.980	0.984	0.990

შენიშვნა: CMIN/DF – χ^2 -ის შეფარდება თავისუფლების ხარისხთან; RMSEA – აპროქსიმაციის საშუალო კვადრატული შეცდომა; GFI – ვარგისიანობის ინდექსი; CFI – შედარებითი შეთანხმებულობის ინდექსი; TLI – ტაკერ-ლიუისის ინდექსი.

როგორც მე-3 ცხრილიდან ჩანს, 4-ფაქტორიან მოდელს მეორე რიგის ფაქტორით (საერთო მაჩვენებელი) ასევე ძალიან კარგი ვარგისიანობის მაჩვენებლები აქვს. მართალია, χ^2 -ტესტისათვის საწინდარია $p<0.05$, მაგრამ ეს მოთხოვნა დიდი მოცულობის შერჩევის შემთხვევაში იშვიათად სრულდება. სწორედ ამის გამო შემუშავებულია უფრო პრაგმატული მიდგომა – CMIN/DF ინდექსი – χ^2 -ის შეფარდება თავისუფლების ხარისხთან, რომლის 2-ზე ნაკლები მნიშვნელობა მოდელის კარგ შესაბამისობაზე მიუთითებს (Byrne, 2013). მეორე რიგის მოდელისათვის CMIN/DF=1.758. მიღებული შედეგიდან გამომდინარე, შეიძლება ითქვას, რომ 4-ფაქტორიან მოდელს მეორე რიგის ფაქტორით (საერთო მაჩვენებელი) მაღალი ვარგისიანობის მაჩვენებლები აქვს. მაშასადამე, დადასტურდა სოციალური ქსელების პრობლემური მოხმარების ტესტის კონსტრუქტის ვალიდურობა.

3.3.3. მეორე ეტაპი: სტრუქტურული მოდელი

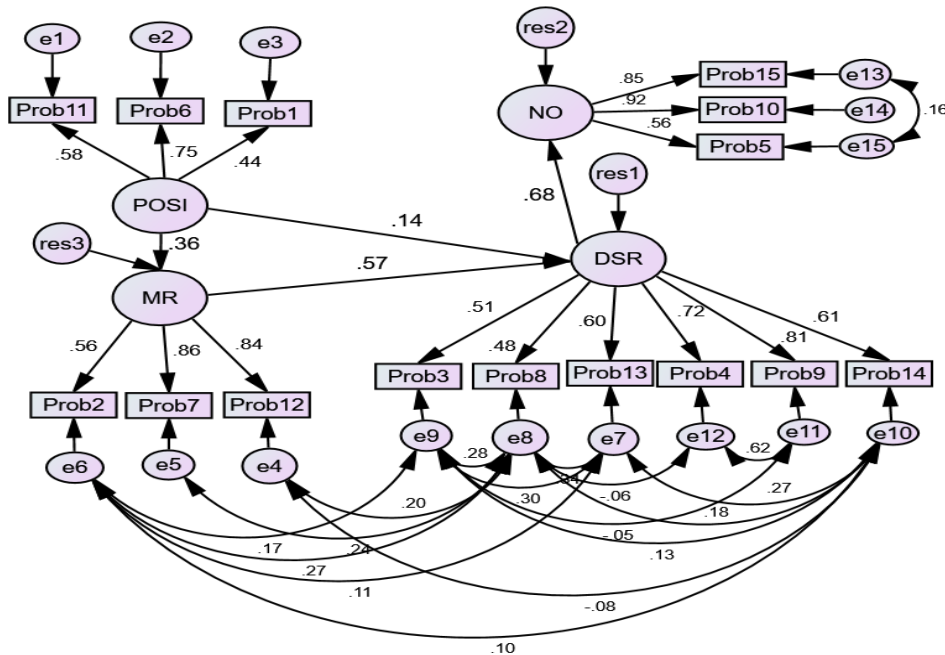
სტრუქტურული მოდელი (SEM) იძლევა ფაქტორებს (სკალებს) შორის ჰიპოთეტური კავშირების, ანუ ნომოლოგიური ვალიდურობის, შემოწმების საშუალებას. სტრუქტურული განტოლებებით მოდელირებისათვის (SEM) ისევ გამოყენებულ იქნა ML Bootstrap მეთოდი (1000 შერჩევა). ანალიზი ჩატარდა იგივე შერჩევაზე. საბოლოო (მოდიფიცირებული) მოდელი წარმოდგენილია მე-8 სურათზე, ხოლო მოდელის ვარგისიანობის მაჩვენებლები – მე-4 ცხრილში. როგორც ვხედავთ, სტრუქტურულ მოდელსაც საუკეთესო ვარგისიანობის მაჩვენებლები აქვს.

ცხრილი 4. სტრუქტურული მოდელი

მოდელი	χ^2 -ტესტი	CMIN/DF	RMSEA	RMSEA 90% CI	GFI	TLI	CFI
4+1 მოდელი	$\chi^2=119.8$; $p=.000$	1.815	0.032	0.023 - 0.042	0.979	0.983	0.989

შენიშვნა: CMIN/DF – χ^2 -ის შეფარდება თავისუფლების ხარისხთან; RMSEA – აპროქსიმაციის საშუალო კვადრატული შეცდომა; GFI – ვარგისიანობის ინდექსი; CFI – შედარებითი შეთანხმებულობის ინდექსი; TLI – ტაკერ-ლიუისის ინდექსი.

სტრუქტურული მოდელი იძლევა ტესტის ავტორის მიერ ჩამოყალიბებული ჰიპოთეზების შემოწმების საშუალებას (Caplan, 2010, გვ. 1090). როგორც მიღებული შედეგიდან ჩანს, ქართულ შერჩევაზეც დადასტურდა ტესტის ავტორის პირველი ჰიპოთეზა: ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება არის გუნების რეგულირებისათვის სოციალური ქსელების მოხმარების პირდაპირი დადებითი პრედიქტორი: არასტანდარტიზებული კოეფიციენტი $B=0.686$, $p<0,001$; სტანდარტიზებული $\beta=0.364$; $R^2=13\%$. თუმცა, ორიგინალის შემთხვევაში მაჩვენებლები უფრო მაღალია: $\beta=0.52$; $R^2=27\%$ ¹. დადასტურდა მეორე ჰიპოთეზაც: ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება არის არასაკმარისი თვითრეგულაციის პირდაპირი დადებითი პრედიქტორი: $B=0.169$, $p=0,005$; $\beta=0.137$; $R^2=1.9\%$. მაგრამ ეს კავშირი სუსტია, მაშინ როცა ორიგინალის შემთხვევაში $\beta=0.52$; $R^2=27\%$. მოდელი ადასტურებს მესამე ჰიპოთეზასაც: გუნების რეგულირებისათვის სოციალური ქსელების მოხმარება არის არასაკმარისი თვითრეგულაციის პირდაპირი დადებითი პრედიქტორი: $B=0.374$, $p=0,000$; $\beta=0.570$; $R^2=32.5\%$. ორიგინალის შემთხვევაში კავშირი უფრო სუსტია: $\beta=0.40$; $R^2=16\%$. დაბოლოს, დადასტურდა მეოთხე ჰიპოთეზაც: არასაკმარისი თვითრეგულაცია არის დისფუნქციური მოხმარების გამო წარმოქმნილი ნეგატიური შედეგების პირდაპირი დადებითი პრედიქტორი: $B=0.980$, $p=0,000$; $\beta=0.683$; $R^2=46.7\%$. ტესტის ორიგინალის შემთხვევაში მაჩვენებელი კიდევ უფრო მაღალია: $\beta=0.78$; $R^2=61\%$.



სურ. 8. სტრუქტურული მოდელი

შენიშვნა: POSI – ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება; MR – გუნების რეგულირება; DSR – არასაკმარისი თვითრეგულაცია; NO – ნეგატიური შედეგები; მოდელზე ასახულია სტანდარტიზებული კოეფიციენტები.

არაპირდაპირი ეფექტის ჰიპოთეზების შესამოწმებლად ჩატარდა მედიაციის ანალიზი (პროგრამა JASP). მიღებული შედეგი წარმოდგენილია მე-5 ცხრილში (სურ. 9-11).

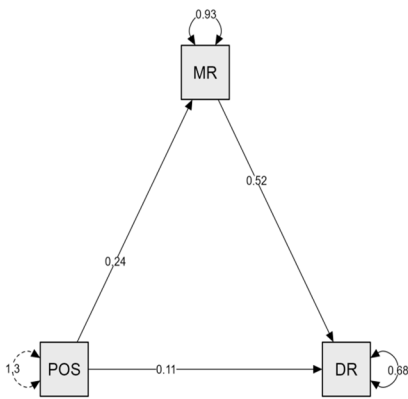
ცხრილი 5. მედიაციის ანალიზის შედეგები

	Estimate	Std. Error	z-value	p	95% Confidence Interval	
					Lower	Upper
მეხუთე ჰიპოთეზა:						
პირდაპირი ეფექტი: POSI → DR	0.111	0.027	4.086	< .001	0.058	0.165
არაპირდაპირი ეფექტი: POSI → MR → DR	0.125	0.018	7.111	< .001	0.090	0.159
საერთო ეფექტი: POSI → DR	0.236	0.031	7.698	< .001	0.176	0.297
მეექვსე ჰიპოთეზა:						
პირდაპირი ეფექტი: POSI → NO	0.038	0.028	1.341	0.180	-0.017	0.093

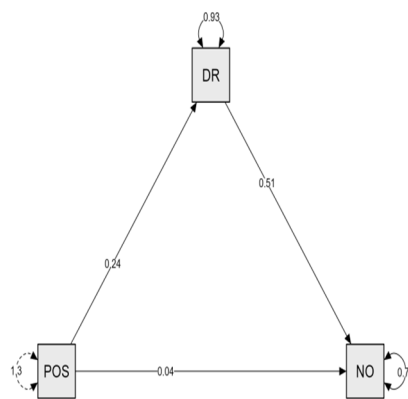
1 ორიგინალის არასტანდარტიზებული მაჩვენებლებში სტატიაში წარმოდგენილი არ არის.

არაპირდაპირი ეფექტი: POSI → DR → NO	0.121	0.017	6.940	< .001	0.087	0.155
საერთო ეფექტი: POSI → NO	0.158	0.031	5.050	< .001	0.097	0.220
მეშვიდე ჰიპოთეზა:						
პირდაპირი ეფექტი: MR → NO	0.009	0.024	0.383	0.702	-0.037	0.055
არაპირდაპირი ეფექტი: POSI → DR → NO	0.182	0.016	11.141	< .001	0.150	0.214
საერთო ეფექტი: MR → NO	0.191	0.022	8.702	< .001	0.148	0.234

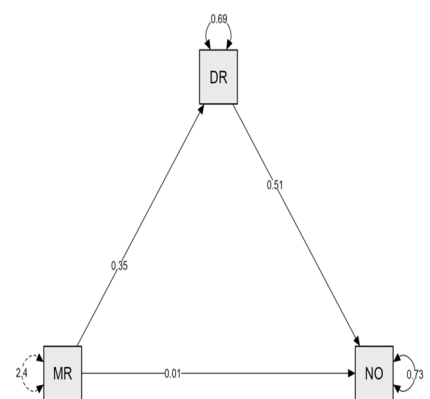
შენიშვნა: POSI – ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება; MR – გუნების რეგულირება; DSR – არასაკმარისი თვითრეგულაცია; NO – ნეგატიური შედეგები.



სურ. 9. პირველი ჰიპოთეზა



სურ. 10. მეორე ჰიპოთეზა



სურ. 11. მესამე ჰიპოთეზა

როგორც ვხედავთ, სამივე ჰიპოთეზა დადასტურდა. მეხუთე ჰიპოთეზის თანახმად, არსებობს არაპირდაპირი დადებითი კავშირი ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინებასა და არასაკმარისი თვითრეგულაციის შორის, რომელიც გაშუალებულია გუნების რეგულირებისათვის სოციალური ქსელების მოხმარებით. ამ შემთხვევაში გამოვლინდა ნაწილობრივი მედიაციის ეფექტი, ვინაიდან სტატისტიკურად მნიშვნელოვანია როგორც პირდაპირი, ისე პირდაპირი ეფექტი. მაგრამ არაპირდაპირი ეფექტი უფო ძლიერია (0.125), ვიდრე პირდაპირი (0.111). ორიგინალურ სტატიაში არაპირდაპირი ეფექტების სიდიდე მითითებული არ არის.

მეექვსე (არსებობს არაპირდაპირი დადებითი კავშირი ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინებასა და ნეგატიურ შედეგებს შორის, რომელიც გაშუალებულია არასაკმარისი თვითრეგულაციით) და მეშვიდე (არსებობს არაპირდაპირი დადებითი კავშირი გუნების რეგულირებისათვის მოხმარებასა და ნეგატიურ შედეგებს შორის, გაშუალებული არასაკმარისი თვითრეგულაციით) ჰიპოთეზების შემთხვევაში დადასტურდა სრული მედიაციის ეფექტი – პირდაპირი ეფექტი სტატისტიკურად მნიშვნელოვანი არ აღმოჩნდა: $p=0.180$ და $p=0.702$ შესაბამისად. ეს ნიშნავს, რომ ნეგატიური შედეგების განმაპირობებელია არასაკმარისი თვითრეგულაცია.

3.4. სანდოობის, შიდა კონვერგენტული და დისკრიმინანტული ვალიდურობის შეფასება

ტესტის ფსიქომეტრული მაჩვენებლები შეფასდა გაერთიანებულ შერჩევაზე (1013 პირი). შიდა სანდოობის (შიდა ერთგვაროვნების) შესაფასებლად გამოყენებულ იქნა კრომბაჰის ალფა, აგრეთვე შემადგენელი სანდოობის კრიტერიუმი (CR), იგივე მაკდონალდის ომეგა, რომელიც, პირველისაგან განსხვავებით, არ მოითხოვს ეკვივალენტურ ფაქტორულ დატვირთვას და, შესაბამისად, მიჩნეულია სანდოობის განსაზღვრის უფრო შესაფერის ზომად SEM-ზე დაფუძნებული ანალიზისათვის (Kline, 2016). შემადგენელი სანდოობის მაჩვენებელი 0.7-ზე მაღალი უნდა იყოს.

შიდა კონვერგენტული და დისკრიმინანტული ვალიდურობის განსაზღვრვისას გამოყენებულ იქნა იქნა Fornell & Larcker მიდგომა (Fornell & Larcker, 1981). ამ მიდგომის თანახმად, თუ სკალაში შემავალი პუნქტები შეთანხმებულია, მაშინ შეცდომის დისპერსია მცირე უნდა იყოს, ანუ მაჩვენებლების ცვალებადობა აიხსნება არა გაზომვის შეცდომით, არამედ სწორედ ფაქტორით. შესაბამისად, ითვლება ამოღებული საშუალო დისპერსია (Average variance extracted – AVE) სკალაში შემავალი ყველა პუნქტის მიხედვით. ამ მაჩვენებლის საფუძველზე განისაზღვრება შიდა კონვერგენტული ვალიდურობა: თუ AVE 0.5-ზე მაღალია, სკალას ადეკვატური კონვერგენტული ვალიდურობა აქვს. ეს ნიშნავს, რომ კონვერგენტული ვალიდურობა დასაბუთებულია მხოლოდ მაშინ, როცა საერთო ნარჩენი დისპერსია არ აღემატება ფაქტორის მიერ ახსნილ დისპერსიას.

შიდა დისკრიმინანტული ვალიდურობა განისაზღვრება AVE-დან კვადრატული ფესვის სიდიდის შედარებით

შესაბამისი ფაქტორის სხვა ფაქტორებთან კორელაციის კოეფიციენტთან შედარების საფუძველზე. სკალაში შემავალ პუნქტებს შორის კავშირის (კვადრატული ფესვი AVE-დან) მაჩვენებელი უნდა იყოს უფრო მაღალი, ვიდრე ამ სკალის კორელაცია ტესტის დანარჩენ სკალებთან.

როგორც მე-6 ცხრილიდან ჩანს, ოთხივე სკალის შემთხვევაში როგორც კრომბაჰის ალფა, ისე მაკდონალდის ომეგა, 0.7-ს აღემატება, რაც მიუთითებს ადეკვატურ სანდოობაზე. AVE-ს მნიშვნელობა 0.5-ზე მაღალია, ანუ დასაბუთებულია ტესტის შიდა კონვერგენტული ვალიდურობა. რაც შეეხება დისკრიმინანტულ ვალიდურობას, მე-6 ცხრილის ბოლო სვეტში მუქი დახრილი შრიფტით (კორელაციის კოეფიციენტების ზემოთ) მითითებულია AVE-დან კვადრატული ფესვის მნიშვნელობა, რომელიც, როგორც ვხედავთ, გაცილებით უფრო მაღალია, ვიდრე შესაბამისი კორელაციის კოეფიციენტები.

ცხრილი 6. ქართული ვერსიის სანდოობა, კონვერგენტული და დისკრიმინანტული ვალიდურობა

სკალა	კრომბაჰის α	მაკდონალდის ω (CR)	AVE	კორელაცია სკალებს შორის			
				POSI	MR	DSR	NO
POSI	0.733	0.727	0.573	0.757			
MR	0.805	0.771	0.687	0.286	0.829		
DSR	0.831	0.842	0.527	0.297	0.592	0.726	
NO	0.852	0.833	0.744	0.218	0.336	0.541	0.863
GPU	0.868	0.863					

შენიშვნა: POSI – ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება; MR – გუნების რეგულირება; DSR – არასაკმარისი თვითრეგულაცია; NO – ნეგატიური შედეგები.

რაც შეეხება ტესტის გარე კონვერგენტულ ვალიდურობას, ის დადასტურდა ტესტის ქართული ვერსიის ადაპტაციის პროცესში. კონვერგენტული ვალიდურობის შესამოწმებლად გამოყენებულ იქნა ბერგენის სკალა, აგრეთვე სიმპტომატური კითხვარის SCL-90 დებრესიისა და შფოთვის სკალები. შემომწმდა სოციალური სასურველობის ეფექტიც: უმნიშვნელო ეფექტი შეიძლება გამოვლინდეს ორ სკალაზე – გუნების რეგულირება და არასაკმარისი თვითრეგულაცია, აგრეთვე საერთო მაჩვენებლის მიხედვით (ზუბაშვილი, სოციალური ქსელების პრობლემური მოხმარების პრედიქტორები ახალგაზრდებს შორის, 2022).

4. შედეგების განხილვა

წინამდებარე კვლევის მიზანი იყო სოციალური ქსელების პრობლემური მოხმარების ტესტის ქართული ვერსიის ფაქტორული სტრუქტურისა და ამ ფაქტორულ სტრუქტურაზე დაფუძნებული ფსიქომეტრული მაჩვენებლების შეფასება. ამისათვის შედარებულ იქნა ლიტერატურაში არსებული, აგრეთვე წინა კვლევის პროცესში გამოკვეთილი ალტერნატიული მოდელები.

დამადასტურებელმა ფაქტორულმა ანალიზმა აჩვენა, რომ ტესტის ქართული ვერსიისათვის ყველაზე შესაფერისია პირველი რიგის 4-ფაქტორიანი მოდელი: 1) ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება, 2) გუნების რეგულირება, 3) არასაკმარისი თვითრეგულაცია, 4) ნეგატიური შედეგები. ამ მოდელში არასაკმარისი თვითრეგულაცია განისაზღვრება, როგორც არა მეორე რიგის ფაქტორი, არამედ ერთიანი ლატენტური ფაქტორი, რომელიც აერთიანებს გონების შეპყრობისა და კომპულსიური მოხმარების ფაქტორებს. შესაბამისად, ქართული ვერსია განსხვავდება ტესტის ორიგინალისაგან და ემთხვევა იტალიურ და პორტუგალიურ ვერსიებს. ასეთი შედეგი ეხმიანება Caplan და თანაავ. ვარაუდს კროს-კულტურული განსხვავების შესახებ (Pontes, Caplan, & Griffiths, 2016, გვ. 830): ქართული პორტუგალიელსა და იტალიელს უფრო ჰგავს (სამხრეთელები), ვიდრე ამერიკელს (აშშ).

გამოიკვეთა სხვა მსგავსებაც იტალიურ, პორტუგალიურ, ესპანურ და სხვ. ვერსიებთან და განსხვავება ორიგინალისგან. ყველა ვერსიის შემთხვევაში დასტურდება, რომ დისფუნქციური მოხმარების გამო წარმოქმნილი ნეგატიური შედეგების განმაპირობებელია არასაკმარისი თვითრეგულაცია, რომელსაც, თავის მხრივ, იწვევს ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება და მოხმარება გუნების რეგულირებისათვის. ორიგინალის შემთხვევაში საკვანძო ფაქტორია ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება – მისი ფაქტორული დატვირთვა (0.52) უფრო მაღალია, ვიდრე მეორე ფაქტორისა (0.40) (Caplan, 2010, გვ. 1095). მართალია, ქართულ შერჩევაზეც დადასტურდა, რომ ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინება არის არასაკმარისი თვითრეგულაციის პირდაპირი დადებითი პრედიქტორი, მაგრამ მისი ფაქტორული დატვირთვა გაცილებით უფრო დაბალია – 0.14, ხოლო მეორე ფაქტორისა (მოხმარება გუნების რეგულირებისათვის) – გაცილებით უფრო მაღალი – 0.57 (სურ. 8). მსგავსი შედეგია მიღებული ესპანურ

- 0.14 და 0.57 (Gómez-Guadix, Orue, & Calvete, 2013, გვ. 299-306), იტალიურ - 0.30 და 0.53 (Moretta & Buodo, 2018, გვ. 222), პორტუგალიურ - 0.35 და 0.49) (Pontes, Caplan, & Griffiths, 2016, გვ. 830; Assunção & Matos, 2017, გვ. 56), მექსიკურ - 0.35 და 0.52 (Gómez-Guadix, Villa-George, & Calvete, 2012, გვ. 1587), ფრანგულ - 0.30 და 0.33 (Laconi, Kaliszewska-Czeremska, Tricard, & Chabrol, 2018, p. 6) შერჩევებზე ჩატარებულ კვლევებში. სამწუხაროდ, სხვა კვლევებში (მაგალითად, გერმანული, პოლონური და სხვ.) სტრუქტურული მოდელი ნარმოდგენილი არ არის. თუმცა, არსებული მონაცემების საფუძველზე შეიძლება ვივარაუდოთ, რომ სამხრეთელთა შემთხვევაში ინტერნეტის/სოციალური ქსელების მოხმარების თვითრეგულაციის დეფიციტი უკავშირდება უფრო მოხმარებას გუნების რეგულირებისათვის, ვიდრე ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინებას. ქართული შერჩევის შემთხვევაში ნათქვამს შეიძლება დაემატოს ისიც, რომ გუნების რეგულირებისათვის მოხმარების კავშირი ნეგატიურ შედეგებთან უფრო ძლიერია, ვიდრე ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინების შემთხვევაში: საერთო ეფექტი 0.191 და 0.158 შეადგენს (ცხრ. 5). ასეთივეა იტალიურ შერჩევაზე ჩატარებული კვლევის ავტორთა დასკვნა.

თუმცა, გასათვალისწინებელია ის გარემოებაც, რომ ყველა ზემოთ ხსენებული კვლევა ჩატარებულია ახალგაზრდებზე, მაშინ როცა Caplan კვლევაში მონაწილეთა ასაკია 18 - 70 წელი. ცნობილია, რომ თვითრეგულაციის უნარი ასაკის მატების კვალობაზე იზრდება, რის გამოც გამოვლენილი განსხვავება შეიძლება უკავშირდებოდეს არა კროს-კულტურულ, არამედ ასაკობრივ განსხვავებას. ეს საკითხი დამატებით კვლევას საჭიროებს.

5. შეზღუდვები

წინამდებარე კვლევა კროს-სექციულია, ამიტომ შეიძლება მხოლოდ ჰიპოთეტურ მიზეზ-შედეგობრივ კავშირებზე ლაპარაკი. კვლევაში ჩართული იყო მხოლოდ ახალგაზრდები, ამიტომ მიღებული შედეგების განზოგადება სხვა ასაკობრივ ჯგუფებზე სათანადო შემონემების გარეშე არ შეიძლება. ორიგინალური ტესტი, აგრეთვე სხვა ადაპტირებული ვერსიები გენდერულად ინვარიანტულია, თუმცა ჩვენი შერჩევა, დიდი მოცულობის მიუხედავად, ამ საკითხის შესწავლის საშუალებას არ იძლევა, ვინაიდან მონაწილეთა 78% ქალია. ამიტომ მომავალი კვლევებით სასურველია ტესტის ქართული ვერსიის გენდერული და ასაკობრივი ინვარიანტულობის შეფასება.

დასკვნა

ჩატარებულმა კვლევამ დაადასტურა ტესტის ქართული ვერსიის მაღალი სანდოობა და ვალიდურობა. სოციალური ქსელების პრობლემური მოხმარების სკალის ქართული ვერსია სანდო და ვალიდური შეფასების ინსტრუმენტია. მისი გამოყენება ახალგაზრდებს შორის შეიძლება როგორც კვლევითი, ისე ფსიქოლოგიური კონსულტირების მიზნებისათვის - პრობლემური მოხმარების რისკის შესაფასებლად. ტესტი მხოლოდ 15

პუნქტს შეიცავს, ამიტომ ტესტირება რამდენიმე წუთს იკავებს.

კვლევის ძირითადი შედეგები მნიშვნელოვანია როგორც კლიენტთან მუშაობის, ისე პრევენციის მიზნებისთვის. მიღებული შედეგებიდან გამომდინარე, შეიძლება ითქვას, რომ ქართველ ახალგაზრდებს შორის პრობლემური მოხმარების განვითარების საკვანძო რისკ-ფაქტორია მოხმარება გუნების რეგულირებისათვის, ანუ სწორედ ის არის ონლაინ-კომუნიკაციის მჯობინებისა და სოციალური ქსელების მოხმარების არასაკმარისი თვითრეგულაციის საფუძველი. შესაბამისად, მოხმარება გუნების რეგულირებისათვის შეიძლება განხილულ იქნეს, როგორც პოტენციური სამიზნე ფსიქოლოგიური ჩარევისა - როგორც დახმარების, ისე პრევენციის მიზნით.

შენიშვნა: ტესტის მისაღებად (უსასყიდლოდ) დაუკავშირდით ავტორს.

ბიბლიოგრაფია:

1. Aboujaoude, E., & Gega, L. (2020). From digital mental health interventions to digital "addiction": Where the two fields converge. *Frontiers in Psychiatry, 10*:1017, 1-5.
2. Andreassen, C. (2015). Online social network site addiction. A comprehensive review. *Curr. Addict. Rep. 2*, 175-184.
3. Assunção, R. S., & Matos, P. M. (2017). The generalized problematic internet use scale 2: Validation and test of the model to Facebook use. *Journal of Adolescence, 54*, 51-59.
4. Barke, A., Nyenhuis, N., & Kröner-Herwig, B. (2014). The German Version of the Generalized Problematic Internet Use Scale 2 (GPIUS2): A Validation Study. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 1*-9.
5. Billieux, J., Schimmenti, A., Khazaal, Y., Maurage, P., & Heeren, A. (2015). Are we overpathologizing everyday life? A tenable blueprint for behavioral addiction research. *Journal of Behavioral Addictions, 4*(3), 119-123.
6. Byrne, B. M. (2013). *Structural Equation Modeling with AMOS (2th ed.)*. Taylor & Francis.
7. Caplan, S. E. (2010). Theory and measurement of generalized problematic Internet use: A two-step approach. *Computers in Human Behavior, 25*, 1089-1097.
8. Caplan, S. E., & High, A. C. (2007). Beyond excessive use: The interaction between cognitive and behavioral symptoms of problematic Internet use. *Communication Research Reports, 23*, 265-271.
9. Caplan, S. E., & High, A. C. (2011). Online Social Interaction, Psychosocial Well-Being, and Problematic Internet Use. B E. b. Abreu., *Internet addiction: a handbook and guide to evaluation and treatment* (crp. 35-54). Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
10. Davis, R., & Flett, G. (2002). Validation of a new scale for measuring problematic Internet use: Implications for pre employment screening. *Cyberpsychology & Behavior; 5*(4), 331-345.
11. Fabrigar, L. R., & Wegener, D. T. (2012). *Exploratory factor analysis*. New York: Oxford University Press.

12. Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics (4th ed.)*. London: SAGE Publications.
13. Fioravanti, G., Primi, C., & Casale, S. (2013). Psychometric evaluation of the Generalized Problematic Internet Use Scale 2 in an Italian sample. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 10*, 761-766.
14. Fornell, C., & Larcker, D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research, Vol. 18, № 1.P.*, 39-50.
15. Gámez-Guadix, M., Orue, & Calvete, E. (2013). Evaluation of the cognitive-behavioral model of generalized and problematic Internet use in Spanish adolescents. *Psicothema, Vol. 25, No. 3*, 299-306.
16. George, D., & Mallery, P. (2016). *IBM SPSS Statistics 23 step by step: A simple guide and reference*. New York: NY: Routledge.
17. Izquierdo, I., Olea, J., & Abad, F. J. (2014). Exploratory factor analysis in validation studies: Uses and recommendations. *Psicothema, 26*, 395-400.
18. Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling (4th ed.)*. New York: Guilford Press.
19. Kuss, D. J., & Griffiths, M. D. (2011). Online social networking and addiction: a review of the psychological literature. *International journal of environmental research and public health, 8(9)*, 3528-3552.
20. Kuss, D. J., & Lopez-Fernandez, O. (2016). Internet addiction and problematic Internet use: A systematic review of clinical research. *World Journal of Psychiatry, 6(1)*, 143-176.
21. Kuss, D., Griffiths, M., Karila, L., & Billieux, J. (2014). Internet addiction: a systematic review of epidemiological research for the last decade. *Current Pharmaceutical Design, 20 (25)*, 4026-4052.
22. Laconi, S., Kaliszewska-Czeremska, K., Tricard, N., & Chabrol, H. K. (2018). The Generalized Problematic Internet Use Scale-2 in a French sample: Psychometric evaluation of the theoretical model. *L'Encéphale, Volume 44, Issue 3*, 192-199.
23. LaRose, R., Lin, C. A., & Eastin, M. S. (2003). Unregulated Internet usage: Addiction, habit, or deficient self-regulation? *Media Psychology, 5*, 225-253.
24. Meng, S., Cheng, J., Li, Y. Y., Zheng, J., Chang, X., Shi, Y., ... Shi, J. (2022). Global prevalence of digital addiction in general population: A systematic review and meta-analysis. *Clin Psychol Rev. Mar; 92:102128*.
25. Moretta, T., & Buodo, G. (2018). Modeling Problematic Facebook Use: Highlighting the role of mood regulation and preference for online social interaction. *Addict Behav, 87*, 214-221.
26. Pontes, H. M., Caplan, S. E., & Griffiths, M. D. (2016). Psychometric validation of the Generalized Problematic Internet Use Scale 2 in a Portuguese sample. *Computers in Human Behavior, vol. 63*, 823-833.
27. Probiez, E., Gałuszka, A. I., & Gałuszka, A. (2020). Generalized Problematic Internet Use Scale 2: Results of Validation on Polish Sample. *IEEE Access, Volume 8*, 117615-117622.
28. World Health Organisation. (2014). WHO (2014). Public health implications of excessive use of the Internet, computers, smartphones and similar electronic devices. Tokyo, Japan: National Cancer Research Centre.
29. ზუბაშვილი, ა. (2022). სოციალური ქსელების პრობლემური მოხმარების პრედიქტორები ახალგაზრდებს შორის. კავკასიის უნივერსიტეტი: სამაგისტრო ნაშრომი.