



UNIVERSITATEA BABEȘ – BOLYAI
FACULTATEA DE PSIHOLOGIE ȘI ȘTIINȚE ALE
EDUCAȚIEI
ȘCOALA DOCTORALĂ “PSIHODIAGNOSTIC ȘI
INTERVENȚII VALIDATE ȘTIINȚIFIC”



REZUMATUL TEZEI DE DOCTORAT

DEZVOLTAREA AUTOCOMPASIUNII ȘI BENEFICIILE SALE AFECTIVE LA STUDENȚII UNIVERSITARI

AUTOR: DOCTORAND TÜNDE PÓKA

ÎNDRUMĂTOR ȘTIINȚIFIC: PROFESOR Ph.D. ȘTEFAN SZAMOSKÖZI

CLUJ-NAPOCA

2023

MULȚUMIRI

Aș dori să îmi exprim recunoștința față de îndrumătorul meu științific, domnul profesor Ștefan Szamosközi, pentru îndrumarea și sprijinul oferit pe parcursul studiilor. În continuare, aș dori să-i mulțumesc domnului profesor László Méréó pentru ajutorul și sprijinul oferit, și pentru încrederea pe care a avut-o în mine, lucru care m-a ajutat foarte mult în acest drum. Sunt, de asemenea, recunoscătoare doamnei profesor Aurora Szentágotai-Tătar, doamnei profesor Anca Dobrean, domnului Liviu Fodor, domnului Silviu Matu, colegilor din cadrul școlii de doctorat, și tuturor membrilor din Departamentul de Psihologie Aplicată al Universității Babeș-Bolyai. Nu în ultimul rând, aș dori să mulțumesc familiei mele și prietenilor pentru suportul și sprijinul lor.

Notes. _____

(1) Prin prezenta se atestă de către Tünde Póka următoarele:

(a) Teza cuprinde lucrările de cercetare originale ale lui Tünde Póka în vederea obținerii titlului de doctor;

(b) Părți ale tezei au fost deja publicate, în presă sau trimise pentru publicare; citatele corăspunzătoare pentru aceste publicații au fost incluse în teză. În publicații au fost incluși și alți coautori, dacă aceștia au contribuit la expunerea textului publicat, la interpretarea datelor, etc. (contribuția lor a fost clar explicată în notele de subsol ale tezei);

(c) Teza a fost redactată în conformitate cu standardele de redactare academică. Întregul text al tezei și rezumatul acesteia au fost redactate de Tünde Póka, care își asumă întreaga responsabilitate pentru redactarea academică; de asemenea,:

- A folosit un soft de verificare a scrierii academice (vezi la <http://www.turnitin.com/>); teza a trecut testul critic;
- O copie a datelor/ bazelor de date a cercetării a fost livrată la Departamentul/Școala doctorală.

(2) Toate tabelele și figurile sunt numerotate în cadrul capitolului sau subcapitolului corăspunzător din teza

Semnătura pentru certificarea notelor: Doctorandul Tünde Póka

Data:

Semnătura:

Tünde Póka

CONȚINUT

I. CAPITOLUL I. CONTEXT TEORETIC	5
1. 1. Cadrul General și Introducere	5
1. 2. Conceptul Autocompasiunii	5
1. 3. Măsurarea Autocompasiunii	6
1. 4. Corelatele Autocompasiunii	7
1. 5. Componentele Pozitive și Negative ale Autocompasiunii	8
1. 6. Intervențiile de Autocompasiune și Eficiența Lor	8
1. 7. Sinteza și Observații Finale	10
II. CAPITOLUL II. OBIECTIVELE CERCETĂRII ȘI METODOLOGIA GENERALĂ	11
III. CAPITOLUL III. CERCETAREA ORIGINALĂ	12
3. 1. Studiul 1: O Revizuire Sistematică și Meta-Analiză Privind Eficiența Intervențiilor de Autocompasiune Pentru Schimbarea Afectului Pozitiv și Negativ al Studenților Universitari	12
3. 1. 1. Introducere	12
3. 1. 2. Metode	13
3. 1. 3. Rezultate	14
3. 1. 4. Discuții	17
3. 2a. Studiul de Validare a Scălei de Autocompasiune – Forma Scurtă – Versiunea Maghiară (SCS-SF-HU) cu Studenți Universitari	19
3. 2a. 1. Introducere	19
3. 2a. 2. Metode	20
3. 2a. 3. Rezultate	21
3. 2a. 4. Discuții	24
3. 2b. Adaptarea Maghiară a Scălii Tipurilor de Afecte Pozitive: Diferențierea Dintre Afecte Pozitive Activatoare și Liniștitoare	24
3. 2b. 1. Introducere	24
3. 2b. 2. Metode	26
3. 2b. 3. Rezultate	27
3. 2b. 4. Discuții	29
3. 3. Autocompasiunea Mediază Relațiile Dintre Mindfulness, Atitudini Disfuncționale, și Diferiți Indici de Distres și Bunăstare	30
3. 3. 1. Introducere	30
3. 3. 2. Metode	31
3. 3. 3. Rezultate	32

3. 3. 4. Discuții.....	36
3. 4. Eficacitatea Trainingului Minții Compasionale (CMT) Pentru Sporirea Bunăstării și Reducerea Distresului în Rândul Studenților Universitari	37
3. 4. 1. Introducere.....	37
3. 4. 2. Metode	38
3. 4. 3. Rezultate	40
3. 4. 4. Discuții.....	46
IV. CAPITOLUL IV. CONCLUZII GENERALE ȘI IMPLICAȚII	48
4. 1. Concluzii Generale	48
4. 2. Implicațiile Tezei	50
4. 2. 1. Implicațiile Teoretice	50
IV. 2. 2. Implicațiile Metodologice și Practice	50
4. 3. Limitări și Direcții Viitoare de Cercetare	51
REFERINȚE	52

Cuvinte de cheie: autocompasiune, afecte pozitive, afecte negative, studenți, intervenție

I. CAPITOLUL I. CONTEXT TEORETIC

1. 1. Cadrul General și Introducere

Obiectivul general al tezei este de a evalua eficacitatea intervențiilor de autocompasiune în sporirea autocompasiunii în cazul studenților universitari, cu scopul de a optimiza afectivitatea lor negativă și pozitivă, de a reduce distresul și de a îmbunătăți bunăstarea lor. În acest sens, teza este structurată în patru capitole. În primul capitol, sunt prezentate fundamentele teoretice și limitările cercetării în domeniu. Al doilea capitol prezintă obiectivele specifice și metodologia de cercetare utilizată pentru atingerea acestor obiective. Cel de-al treilea capitol cuprinde detalii despre cercetarea originală efectuată și despre rezultatele obținute. Cel de-al patrulea capitol prezintă concluziile trase în urma cercetării originale și implicațiile teoretice și practice. Tot în capitolul al patrulea sunt descrise în detaliu limitele cercetării originale și sunt propuse posibile direcții de cercetare viitoare.

Studenții universitari se confruntă cu niveluri reduse de bunăstare și cu un distres psihologic crescut în comparație cu comunitatea generală (Bore et al., 2016; Larcombe et al., 2016; Regehr et al., 2013), prin urmare, este esențial să se contureze intervenții eficiente pentru ei, pentru a le reduce distresul și a le îmbunătăți bunăstarea. Având în vedere că aceștia sunt deosebit de vulnerabili la distresul legat de perfecționism (Arpin-Cribbie et al., 2012) și că autocritica este un factor transdiagnostic în psihopatologie (McIntyre et al., 2018), este, de asemenea, esențial să se elaboreze intervenții care pot gestiona în mod eficient autocritica lor. O modalitate promițătoare de a atinge aceste obiective este prin cultivarea autocompasiunii (Dundas et al., 2017; Ferrari et al., 2019; Linardon, 2020; Mantelou & Karakidou, 2017). Autocompasiunea este importantă în contextul academic, poate prezice bunăstarea și distresul studenților (Neely et al., 2009). Autocompasiunea a fost introdusă ca un antidot la autocritica dură și reprezintă o atitudine sănătoasă față de propria durere și suferință (Germer, 2009; Neff, 2003a). Autocompasiunea poate fi învățată (Ferrari et al., 2019), și învățarea autocompasiunii poate îmbunătăți diverși indicatori de bunăstare și poate diminua o serie de indicatori de distres (Ferrari et al., 2019; Han & Kim, 2023; Turk & Waller, 2020; Wakelin et al., 2021; Zessin et al., 2015).

Afectul negativ este unul dintre cei mai importanți indicatori al distresului general (Watson & Pennebaker, 1989; Watson et al., 1988a), iar afectul pozitiv este unul dintre cele mai relevante constructe pentru măsurarea bunăstării subiective, care poate ajuta, de asemenea, la gestionarea distresului (Diener, 1984; Fredrickson, 2001; Fredrickson & Cohn, 2008; Seligman, 2011). Afectele pozitive și negative sunt foarte relevante și în contextul academic, deoarece pot prezice succesul academic și stresul academic (Saklofske et al., 2012), pot influența creativitatea studenților (Charyton et al., 2009), pot avea un impact asupra nivelurilor de îngrijorare legate de testare (de exemplu, asupra consecințelor sociale și personale ale eșecului), asupra performanței obținute la teste (Chin et al., 2017), asupra recuperării cardiovasculare după stresul academic (Papousek et al., 2009) și asupra angajamentului academic (King et al., 2015).

1. 2. Conceptul Autocompasiunii

A fi autocompasional înseamnă să ne tratăm, să ne susținem pe noi înșine ca un bun prieten, cu bunătațe, cu dorința de a ne ajuta, de a ne ușura durerea, în locul autocriticii dure (Neff, 2003a, 2023a, 2023b). Autocompasiunea este un construct cu mai multe fațete, formată din șase elemente (bunătațe față de propria persoană, autojudecata, umanitatea comună, izolarea, mindfulness și supraidentificarea). Funcționează ca un "sistem dinamic în care diferitele elemente ale autocompasiunii lucrează împreună pentru a atenua suferința" (Neff, 2023b, pp. 195).

Dezvoltarea autocompasiunii este, de asemenea, o parte integrală a Terapiei Centrate pe Compasiune (Compassion Focused Therapy – CFT; Gilbert, 2009a, 2009b, 2009c, 2014; Gilbert et al., 2017), care este o "abordare evoluționistă și biopsihosocială al autocompasiunii" (Gilbert, 2023, pp. 127). Conform acestei teorii, autocompasiunea înseamnă sensibilitate față de propria suferință și angajamentul de a o reduce și de a o preveni. Compasiunea (inclusiv autocompasiunea) este conceptualizată ca o motivație (mai degrabă decât o emoție sau o abilitate), motivația de a adresa și de a preveni suferința. Conform acestei teorii (Gilbert 2009a, 2009b, 2009c, 2014), fluxul de compasiune poate fi transmis în trei direcții. În primul rând, acesta poate proveni de la alții, care manifestă compasiune față de noi. În al doilea rând, poate izvorî din noi și poate fi îndreptat către alții, iar în al treilea rând, originea și obiectul compasiunii poate fi sinele, propria persoană - aceasta fiind autocompasiunea. Toate cele trei fluxuri de compasiune sunt foarte importante în ceea ce privește sănătatea mentală și fizică (capacitatea de a accepta compasiunea celorlalți, capacitatea de a oferi compasiune pentru alții și capacitatea de a ne oferi compasiune nouă înșine) (Gilbert et al., 2017).

Pe baza teoriei lui Gilbert (2009a, 2009, 2009, 2014), care este bazată pe datele neurofiziologice actuale (Depue & Morrone-Strupinsky, 2005), există trei sisteme majore de reglare emoțională: 1) sistemul responsabil pentru detectarea amenințărilor (adică sistemul de apărare împotriva amenințărilor), 2) sistemul responsabil pentru motivație (adică sistemul de stimulare și căutare de resurse) și 3) sistemul responsabil pentru reasigurare (adică sistemul de liniștire, îngrijire și mulțumire). Existența acestor trei sisteme majore de reglare emoțională este, de asemenea, susținută de date empirice (Kelly et al., 2012). Așa numit, eul compasional acționează ca un proces de organizare internă, reglând aceste sisteme (Gilbert, 2014). Există două tipuri de afecte pozitive în funcție de aceste sisteme, care diferă atât la nivel subiectiv, cât și la nivel neurofiziologic (Depue & Morrone-Strupinsky, 2005).

Una dintre formele de afecte pozitive este legată de căutarea resurselor, de motivație, de impuls și de sistemul dopaminergic (afecte pozitive activatoare). Un alt tip de afect pozitiv se bazează pe sistemul de liniștire, sistemul opiacee/oxitocină (afecte pozitive de siguranță, mulțumire). În mod ideal, sistemul liniștitor este activat atunci când nu există amenințări și când nevoile sunt satisfăcute, dar acest lucru nu se întâmplă în mod automat. Această diferențiere dintre cele două tipuri de afecte pozitive este importantă deoarece afectele pozitive liniștitoare au o relație mai puternică cu indicatorii de sănătate mintală (de exemplu, depresia, anxietatea, autocritica și atașamentul securizant) decât afectele pozitive activatoare (Gilbert, 2009a, 2009b; Gilbert et al., 2008). Aceste diferite tipuri de afecte pozitive pot fi caracterizate chiar prin profiluri de activitate autonomă calitativ distincte. Datele arată că variabilitatea frecvenței cardiace de înaltă frecvență (HF-HRV; un indicator al unei flexibilități autonome mai mari) este asociată doar cu afectul pozitiv liniștitor (și nu cu afectul pozitiv activator) (Duarte & Pinto-Gouveia, 2017b; Petrocchi et al., 2017). Afectele pozitive liniștitoare au, de asemenea, o relație mai puternică cu mindfulnessul (Martins et al., 2018), cu autocompasiunea (Kirschner et al., 2019; Steindl et al., 2018) și reprezintă un predictor mai bun pentru anxietate și stres (McManus et al., 2019) decât afectele pozitive activatoare. Autorii au dezvoltat un instrument de măsurare a diferitelor tipuri de afecte pozitive, Scala Tipurilor de Afecte Pozitive (Types of Positive Affect Scale; Gilbert et al., 2008). Rezultatele indică, de asemenea, faptul că cultivarea autocompasiunii poate crește mai mult afectele pozitive liniștitoare decât cele activatoare (Kirschner et al., 2019).

1. 3. Măsurarea Autocompasiunii

Pentru măsurarea autocompasiunii ca trăsătură, cel mai utilizat instrument este Scala de Autocompasiune (Self-Compassion Scale, SCS; Neff, 2003b). Aceasta constă în 26 de itemi la care se răspunde pe o scară Likert de cinci grade, variind de la 1 (*aproape niciodată*) la 5 (*aproape întotdeauna*). Această scală măsoară emoțiile și cognițiile legate de răspunsurile compasionale și necompanionale în fața dificultăților și a inadecvării personale percepute. Inițial, s-a presupus că este o scală cu trei factori, însă, pe parcursul dezvoltării, autorii au constatat că modelul cu șase factori de ordinul întâi (adică bunătate față de sine, umanitate comună, mindfulness, autojudecata, izolare și supra-identificare) și un factor de ordinul doi (adică autocompasiune) se potrivește cel mai bine cu datele. Scorurile pentru itemii negativi care măsoară răspunsurile lipsite de compasiune, adică autojudecata, izolarea și supra-identificarea, sunt codificate invers. Scala oferă un scor separat pentru fiecare dintre cele șase componente și un scor global de autocompasiune prin calcularea mediei răspunsurilor pentru itemi. În 2021, Tóth-Király și Neff au demonstrat invarianța de măsurare a scalei în mai multe populații (în 18 ęșantioane și 12 limbi diferite), variind în funcție de sex, vârstă și statutul de student. Această scală a fost tradusă și adaptată în mai multe limbi (adică 22 de limbi diferite; Neff & Tóth-Király, 2022) în mai multe culturi, inclusiv maghiară (Sági et al., 2013), turcă (Deniz et al., 2008), italiană (Petrocchi et al., 2014), chineză (Chen et al., 2011), japoneză (Arimitsu, 2014). Rezultatele au arătat că acest instrument este fidel, însă dimensionalitatea sa poate varia în funcție de diferitele contexte.

De exemplu, López și colaboratorii (2015) au constatat că structura propusă de șase factori nu se potrivește datelor, iar analiza factorială exploratorie a sugerat o soluție cu doi factori, care se bazează pe itemii formulați negativ și pozitiv. În plus, rezultatele au arătat, de asemenea, că dimensiunile negative ale autocompasiunii (self-coldness) au relații mai puternice cu indicatorii de stres (de exemplu, stresul perceput, afectul negativ, etc.), iar dimensiunile pozitive ale autocompasiunii (căldura față de propria persoană - self-warmth) au relații mai puternice cu indicatorii de bunăstare (cum ar fi afectul pozitiv) (Brenner et al., 2017; Chio et al., 2021; López et al., 2015; Muris et al., 2016; Muris & Petrocchi, 2016; Neff et al., 2018). Modelul cu doi factori este de asemenea în concordanță cu teoria lui Gilbert (2009a, 2009b, 2014), care presupune că dimensiunile negative și pozitive ale autocompasiunii sunt legate de diferite sisteme de reglare emoțională

(self-coldness este legată de sistemul de amenințare și self-warmth este legată de sistemul de calmare, liniștire).

Neff (2016) susține că autocompasiunea este echilibrul dinamic între răspunsurile compasionale și lipsa răspunsurilor lipsite de compasiune față de sine și citează dovezi empirice în favoarea utilizării scorului global de autocompasiune. Cu toate acestea, având în vedere că au fost validate și alte modele, autorul susține că scala poate fi utilizată în mod flexibil, în funcție de întrebările cercetării (Neff, 2016).

Există adaptări ale scalei pentru adolescenți (Neff, Bluth et al., 2021), pentru măsurarea autocompasiunii ca stare (Neff, Tóth-Király et al., 2021) și versiunea prescurtată a acesteia pentru măsurarea autocompasiunii de trăsătură (Raes et al., 2011). Această scală prescurtată pentru măsurarea autocompasiunii ca trăsătură a fost, de asemenea, testată și validată în mai multe limbi, dar și în acest caz, doar unele rezultate au arătat că soluția factorială originală se potrivește cu datele (Garcia-Campayo et al., 2014; Uršic et al., 2019), dar altele că soluția cu doi factori se potrivește mai bine (Babenko & Guo, 2019; Bratt & Fagerström, 2020; Hayes et al., 2016; Kotera & Sheffield, 2020; Lluch-Sanz et al., 2022).

Gilbert și colegii săi (2017), pe baza teoriei lor, au dezvoltat, de asemenea, trei scale care măsoară toate cele trei direcții ale compasiunii, inclusiv autocompasiunea (Compassionate Engagement and Action Scales). Scala a fost adaptată și pentru adolescenți, cu aceeași structură factorială (Cunha et al., 2021). O altă scală bazată pe teoria lui Gilbert și bazată pe interviul motivațional a fost dezvoltată de Steindl și colegii săi (2021), sub denumirea de Compassion Motivation and Action Scales (CMAS). Sub-scala CMAS pentru autocompasiune este formată din 18 itemi. Aceștia au găsit un model de structură cu trei factori (Intenție, Toleranță la stres și Acțiune). Autorii au constatat că aceste scale (Compassionate Engagement and Action Scales, Compassionate Engagement and Action Scales for Adolescents, și Compassion Motivation and Action Scales) sunt instrumente fidele și valide pentru măsurarea diferitelor aspecte ale autocompasiunii (Cunha et al., 2021; Gilbert et al., 2017; Steindl et al., 2021), și ele însăși au fost investigate, adaptate și validate în diferite limbi și culturi, inclusiv în portugheză (Matos et al., 2021), suedeză (Henje et al., 2020), japoneză (Asano et al., 2020) și turcă (Ari et al., 2022).

1.4. Corelatele Autocompasiunii

Multe studii (de exemplu, Dundas et al., 2017; Leary et al., 2007; Shapira & Mongrain, 2010) și meta-analize (de exemplu, Chio et al., 2021; Ferrari et al., 2019; Kirby et al., 2017; MacBeth & Gumley, 2012; Marsh et al., 2018; Muris & Petrocchi, 2016; Neff & Germer, 2017; Zessin et al., 2015) au investigat rolul autocompasiunii, iar rezultatele susțin importanța acesteia în reducerea distresului emoțional și în promovarea bunăstării. Meta-analizele au arătat o relație puternică între autocompasiune și distresul psihologic pentru adulți ($r = -.54$; MacBeth & Gumley, 2012), dar și pentru adolescenți ($r = -.55$; Marsh et al., 2017; Pullmer et al., 2019). De asemenea, a fost găsită o corelație puternică între autocompasiune și starea de bine ($r = .47$), inclusiv afectul pozitiv ($r = .39$; Zessin et al., 2015). Autocompasiunea are legătură cu stresul minoritar și în cazul populațiilor minoritare sexuale și de gen (SGM) ($r = -.29$), precum și cu nivelurile lor de suferință psihologică ($r = -.59$) și de bunăstare ($r = .50$) (Helminen et al., 2023).

Autocompasiunea este, de asemenea, conectată cu copingul adaptiv ($r = .30$) și maladaptiv ($r = -.50$; Ewert et al., 2021), gândurile și comportamentele suicidare ($r = -.34$), auto-vătămarea non-suicidară ($r = -.29$; Suh & Jeong, 2021), sprijinul social perceput ($r = .31$), singurătatea ($r = -.41$), calitatea relațiilor apropiate ($r = .17$; Wang & Lou, 2022), problemele de somn ($r = -.32$; Brown et al., 2021), autoeficacitatea ($r = .65$; Liao et al., 2021), sănătatea fizică ($r = .18$), comportamentul de sănătate în general ($r = .26$; Phillips & Hine, 2019), precum și activitatea fizică ($r = .26$; Wong et al., 2020). În relațiile romantice ale adulților, persoanele care au autocompasiune mai ridicată tind să fie mai puțin geloase, prin urmare, dezvoltarea autocompasiunii poate fi importantă chiar și pentru terapia de cuplu (Tandler & Peterson, 2020). Cu toate acestea, se pare că beneficiile sociale ale autocompasiunii pot fi mai mari în societățile individualiste în comparație cu societățile colective, subliniind natura culturală al autocompasiunii (Wang & Lou, 2022).

În ceea ce privește mecanismele care pot lega autocompasiunea și sănătatea mentală și fizică, Inwood și Ferrari (2018) au constatat că reglarea emoțională a mediat în mod semnificativ relația dintre autocompasiune și sănătatea mentală, astfel încât reglarea emoțională poate fi un mecanism de schimbare. Acest lucru este coerent cu constatările neuropsihologice, care au indicat că autocompasiunea este legată de zonele creierului, care sunt implicate în reglarea emoțiilor și în procesarea autoreferențială (Berry et al., 2020; Guan et al., 2021; Liu et al., 2022). Există, de asemenea, dovezi că relația dintre autocompasiune și comportamentele de sănătate este parțial mediată de afectul negativ și pozitiv (Sirois et al., 2015). Cu toate

acestea, pe baza altor trei studii publicate de cercetători (Sirois 2015; Sirois et al., 2019), o revizuire recentă a constatat că auto-compasiunea afectează sănătatea fizică (intențiile privind comportamentul de sănătate și procrastinarea la culcare) numai prin intermediul afectelor negative (nu și prin afecte pozitive), adică afectul negativ a fost un mediator semnificativ al efectelor autocompasiei (Cha et al., 2022). Este important de menționat că în aceste studii afectul a fost evaluat cu ajutorul lui PANAS (Positive and Negative Affect Scale; Watson et al., 1988b), care nu a cuprins afectul pozitiv liniștitor, ci doar afectul pozitiv activator. Prin urmare, rezultatele evidențiază importanța reglării emoțiilor și a afectelor negative ca mecanisme, dar pentru efectele pozitive rezultatele sunt mixte și limitate de instrumentul utilizat pentru măsurarea acestora.

1. 5. Componentele Pozitive și Negative ale Autocompasiei

După cum s-a menționat anterior, alte studii și meta-analize arată că unele componente ale autocompasiei pot fi mai importante decât altele în ceea ce privește distresul emoțional și bunăstarea (Brown et al., 2021; Chio et al., 2021; Muris & Petrocchi, 2016; Pandey et al., 2021). Rezultatele lui Muris și Petrocchi (2016) au arătat că dimensiunile negative ale autocompasiei (adică supra-identificarea ($r = .48$), izolarea ($r = .50$) și auto-judecata ($r = .47$)) sunt mai strâns legate de semnele de suferință emoțională (de ex, afectul negativ, anxietate, depresie, îngrijorare, stres, probleme de alimentație) decât dimensiunile pozitive ale autocompasiei (adică mindfulness ($r = -.33$), umanitate comună ($r = -.27$) și bunățate față de propria persoană ($r = -.34$)).

Chio și colaboratorii (2021) au găsit rezultate similare în cazul distresului psihologic. Cu toate acestea, în ceea ce privește asocierea cu bunăstarea mentală, ei au constatat că bunățate față de propria persoană ($r = .39$) are o relație mai strânsă cu bunăstarea decât autojudecata ($r = -.29$), și mindfulness ($r = .39$) are o relație mai strânsă cu bunăstarea decât supra-identificarea ($r = -.32$). Contrar ipotezei lor, umanitatea comună ($r = .29$) a avut o relație semnificativ mai slabă cu bunăstarea (atât cu bunăstarea eudaimonică, cât și cu cea hedonică) decât izolarea ($r = -.36$).

Corelația dintre self-warmth (adică media scorurilor pentru componentele pozitive ale autocompasiei) și bunăstarea ($r = .38$) și corelația dintre self-coldness (adică media scorurilor pentru componentele negative ale autocompasiei) ($r = -.36$) și bunăstarea au fost semnificativ diferite, dar diferența a fost minoră. În cazul distresului psihologic, ei au constatat diferențe mai mari, ceea ce înseamnă că relația dintre self-coldness și distres ($r = -.52$) a fost mai puternică decât relația dintre self-warmth și distres ($r = .29$).

Există o dezbatere în rândul lui Neff și a colegilor săi, precum și a altor cercetători care lucrează în cadrul CFT (Compassion-Focused Therapy) cu privire la necesitatea de a face distincția între componentele negative și pozitive ale autocompasiei. Neff (2003a, 2003b, 2023a, 2023b; Neff et al., 2018) susține că autocompasia este echilibrul dinamic între răspunsurile compasionale și cele necompasionale față de sine, că ambele sunt esențiale pentru autocompasie, că sunt poli diferiți ai aceleiași continuum și recomandă utilizarea scorului global de autocompasie. Într-o lucrare recentă, Neff și Tóth-Király (2022) afirmă, că datele susțin existența celor șase dimensiuni specifice și a autocompasiei globale, dar nu sunt susținuți cei doi factori în mod separat ("self-coldness" și "self-warmth"). Pe de altă parte, Muris și colegii săi (Muris et al., 2019; Muris & Petrocchi, 2016) afirmă că itemii care măsoară comportamente necompasionale din Scala de Autocompasie (Neff, 2003a) reflectă simptome psihopatologice, prin urmare, este probabil ca aceștia să crească relația dintre autocompasie ca indicator global și sănătatea mentală, iar utilizarea scorului global este de natură tautologică. Pe baza dimensionalității scalei și a relațiilor prezentate cu indicatorii de bunăstare și de distres, există, de asemenea, dovezi pentru această separare (Brenner et al., 2017; Brown et al., 2021; Chio et al., 2021; López et al., 2015; Muris et al., 2016; Muris & Petrocchi, 2016). Prin urmare, este important să se investigheze nu doar relațiile dintre autocompasie ca indicator global și diverși indicatori de distres și bunăstare, ci este important, de asemenea, să se ia în considerare separat aceste componente.

1. 6. Intervențiile de Autocompasie și Eficiența Lor

Cele mai bine stabilite programe pentru dezvoltarea autocompasiei sunt Mindful Self-Compassion Program (MSC), dezvoltat și testat de Neff și Germer (2012) pe baza conceptualizării lui Neff (2003a, 2003b, 2023a, 2023b) privind autocompasia, și Trainingul Minții Compasionale (Compassionate Mind Training - CMT; Irons & Heriot-Maitland, 2021), bazat pe abordarea biopsihosocială și evoluționistă a lui Gilbert (2009a, 2009b, 2009, 2023), pe modelul Compassion Focused Therapy (CFT). Cu toate acestea, eficiența exercițiilor simple, derivate din aceste programe, cum ar fi scrierea autocompasională, pauza de autocompasie, imaginea compasională sunt, de asemenea, testate separat în studii empirice (Câdea &

Szentágotai, 2018; Dupasquier et al., 2017; Guan et al., 2021; Leary et al., 2007; Mantelou & Karakasidou, 2017; Phillips, 2018; Shapira & Mongrain, 2010; Stern & Engeln, 2018; Ziemer et al., 2019).

Atât programul Mindful Self-Compassion Program (MSC; Germer & Neff, 2018, 2019; Neff & Germer, 2012), cât și Compassionate Mind Training (CMT; Irons & Heriot-Maitland, 2021) sunt traininguri de opt săptămâni, în format de grup pentru dezvoltarea resurselor personale. Primul (MSC) a fost creat special pentru a spori autocompasiunea oamenilor, pentru a dezvolta abilitățile necesare pentru a fi autocompasional în viața de zi cu zi, însă cel de-al doilea (CMT) a fost creat pentru a crește nu doar autocompasiunea, ci chiar și celelalte două fluxuri de compasiune (compasiunea pentru ceilalți și compasiunea din partea celorlalți), adică mintea compasională. Ambele programe includ întâlniri săptămânale de aproximativ două ore și jumătate, iar programul Mindful Self-Compassion include, de asemenea, o retragere de meditație de o jumătate de zi (Neff & Germer, 2018). Ambele programe combină exerciții scrise, imaginative, meditative și bazate pe corp, iar în timpul acestor intervenții sunt recomandate și practici de acasă.

În comparație cu grupul de control, programul Mindful Self-Compassion (MSC) are beneficii de lungă durată pentru sporirea autocompasiunii, mindfulnessului și al diverși indicatori de bunăstare (Germer & Neff, 2019; Neff & Germer, 2012). Rezultatele susțin, de asemenea, eficiența unei versiuni de patru săptămâni a acestei intervenții (Smeets et al., 2014). Autorii au creat și un manual de lucru (workbook) pentru susținerea programului (The Mindful Self-Compassion Workbook; Neff & Germer, 2018) și există numeroase adaptări ale acestuia, inclusiv pentru adolescenți (Bluth et al., 2016), copiii și părinții lor (Hobbs & Balentine, 2023) și comunități de asistență medicală (Neff et al., 2020).

Rezultatele investigațiilor preliminare arată deasemenea că și Compassionate Mind Training (CMT; Irons & Heriot-Maitland, 2021) este o intervenție fezabilă și eficientă pentru populația generală. Aceasta poate îmbunătăți toate cele trei fluxuri de compasiune, emoțiile pozitive și bunăstarea (inclusiv bunăstarea fiziologică măsurată prin variabilitatea ritmului cardiac) și poate reduce autocritica, rușinea, frica de compasiune și distresul (Irons & Heriot-Maitland, 2021; Matos et al., 2017). Constatările au evidențiat importanța îmbunătățirii autocompasiunii pentru creșterea generală a bunăstării și pentru o scădere a distresului psihologic (Irons & Heriot-Maitland, 2021). Rezultatele studiului lui Matos și colaboratorii (2022) au confirmat că autocompasiunea a fost principalul mecanism de schimbare într-o intervenție CMT de două săptămâni (autocompasiunea a mediat efectul intervenției asupra autocriticii, depresiei, stresului, rușinii, afectului pozitiv de siguranță și afectului pozitiv de relaxare). Această intervenție poate fi benefică și pentru studenții fără probleme clinice (Beaumont et al., 2021), dar și pentru studenții cu tulburare depresivă majoră (Savari et al., 2021).

Rezultatele meta-analizelor privind eficiența intervențiilor de autocompasiune sunt promițătoare, arătând că aceste intervenții sunt în general eficiente în cultivarea autocompasiunii ($g = .75$), în special prin intervenții livrate într-un format de grup (Ferrari et al., 2019), dar chiar și prin aplicații pentru smartphone (Linardon, 2020). Cultivarea autocompasiunii are multe beneficii pentru diverse populații, inclusiv pentru populațiile clinice, subclinice și non-clinice (Ferrari et al., 2019; Wilson et al., 2019). Aceste intervenții sunt eficiente în îmbunătățirea stării de bine în general, a afectelor pozitive ($g = .48$), a mindfulnessului ($g = .62$), a satisfacției cu viața ($g = .40$), a comportamentelor alimentare ($g = .76$) și a imaginii corporale ($g = .39$), reducând patologia alimentară ($g = .58$), stresul ($g = .67$), depresia ($g = .66$), anxietatea ($g = .57$), afectele negative ($g = .33$), autocritica ($g = .56$) și rumația ($g = 1.37$) (Ferrari et al., 2019; Han & Kim, 2023; Han & Kim, 2023; Turk & Waller, 2020; Wakelin et al., 2021; Zessin et al., 2015). Deși intervențiile pentru cultivarea autocompasiunii sunt în general eficiente, în cazul studenților, eficiența intervențiilor este mai scăzută în creșterea autocompasiunii (Ferrari et al., 2019), prin urmare este important să se elaboreze, să se dezvolte și să se implementeze pentru ei intervenții bazate pe autocompasiune cu un potențial maxim de beneficii.

Așa cum a fost prezentat, știm că autocompasiunea este importantă pentru sănătatea mintală a oamenilor (Chio et al., 2021; Ferrari et al., 2019; Kirby et al., 2017; MacBeth & Gumley, 2012; Marsh et al., 2018; Muris & Petrocchi, 2016; Zessin et al., 2015), cu toate acestea, există și alte constructe importante în ceea ce privește distresul și bunăstarea, cum ar fi mindfulness (Carpenter et al., 2019; Tomlinson et al., 2018) și vulnerabilitățile cognitive (de exemplu, atitudini disfuncționale, credințe iraționale, scheme dezadaptive) (Abela & D'Alessandro, 2002; Hong & Cheung, 2015; Vislă et al., 2015; Yapan et al., 2020). Care dintre ele sunt ținte mai bune pentru intervenții? Concluziile unei meta-analize a terapiilor bazate pe autocompasiune sunt că aceste intervenții sunt eficiente, însă, în comparație cu alte intervenții active (de exemplu, terapia cognitivă), ele nu sunt mai eficiente (Wilson et al., 2019). Merită însă să menționăm, că în această analiză sistematică, multe terapii au fost clasificate ca fiind terapii legate de autocompasiune, cum ar fi terapia

cognitivă bazată pe mindfulness și terapia de acceptare și angajament, prin urmare, concluziile lor pot fi inexacte (Kirby & Gilbert, 2019).

Deși în general, studiile nu au constatat diferențe în ceea ce privește eficiența diferitelor intervenții (intervenții de autocompasioane în comparație cu altele) (de exemplu, Arimitsu & Hofmann, 2017), totuși unele rezultate indică superioritatea intervențiilor de autocompasioane ceea ce privește eficiența lor (Javidi et al., 2021), sau acceptabilitatea și aplicabilitatea lor pentru studenți (Cândea & Szentágotai-Tătar, 2018). Există, de asemenea, unele variabile personale care pot influența eficacitatea acestor intervenții, cum ar fi depresia (Diedrich et al., 2014, 2016; Ehret et al., 2018).

1. 7. Sinteza și Observații Finale

Pe parcursul cadrului teoretic, am prezentat conceptul autocompasunii conform diferitelor teorii, măsurarea, corelațiile autocompasunii, intervențiile cele mai bine stabilite pentru dezvoltarea autocompasunii și eficiența acestora. Din meta-analizele prezentate (de exemplu, Chio et al., 2021; Ferrari et al., 2019; Kirby et al., 2017; MacBeth & Gumley, 2012; Marsh et al., 2018; Muris & Petrocchi, 2016; Zessin et al., 2015), știm că autocompasionea este importantă pentru multe probleme mentale, că autocompasionea este o resursă importantă cu privire la diverși indicatori de distres și bunăstare. Meta-analizele intervențiilor susțin, de asemenea, că acestea sunt, în general, eficiente pentru creșterea autocompasunii, pentru reducerea distresului și pentru îmbunătățirea stării de bine (Ferrari et al., 2019; Han & Kim, 2023; Turk & Waller, 2020; Wakelin et al., 2021). Totuși, în acest moment, este important să se investigheze nu doar eficiența acestora, ci și să se analizeze care dintre ele sunt cele mai eficiente pentru cine, pentru ce rezultate, în ce circumstanțe, prin ce mecanism (care sunt ingredientele active), prin urmare, se recomandă o viziune mai nuanțată asupra intervențiilor de autocompasione (Finlay-Jones, 2023). Deși intervențiile pentru cultivarea autocompasunii sunt, în general, eficiente, în cazul studenților eficiența intervențiilor este mai scăzută în creșterea autocompasunii (Ferrari et al., 2019), totuși, nu știm dacă acestea sunt sau nu mai puțin eficiente și pentru alte outcome-uri.

De exemplu, știm că, în general, intervențiile de autocompasione sunt eficiente în reducerea afectului negativ (Ferrari et al., 2019), care este un indicator cheie al distresului emoțional (Watson & Pennebaker, 1989; Watson et al., 1988a); și pentru îmbunătățirea afectului pozitiv (Ferrari et al., 2019), care este un indicator important al bunăstării subiective (Diener, 1984; Fredrickson, 2001; Fredrickson & Cohn, 2008; Seligman, 2011). Știm, de asemenea, că afectul, în special afectul negativ (Cha et al., 2022; Sirois, 2015; Sirois et al., 2015, 2019; Yang et al., 2023) și reglarea emoțiilor (Inwood & Ferrari, 2018) sunt mecanisme de schimbare pentru autocompasione, însă nu știm încă dacă diferite tipuri de intervenții de autocompasione sunt sau nu sunt eficiente pentru îmbunătățirea afectului studenților universitari, și dacă sunt, care este magnitudinea efectului și care sunt factorii care pot modera eficiența lor.

Rezultatele anterioare privind efectele autocompasunii asupra afectelor negative și pozitive (Sirois, 2015; Sirois et al., 2015, 2019; Smeets, 2014; Stern, 2018; Yip & Tong, 2021) sunt limitate de faptul că PANAS (Positive and Negative Affect Scale; Watson et al., 1988b) este cel mai utilizat instrument de măsurare a afectelor negative și pozitive, care nu poate face diferența între afectele pozitive activatoare și liniștitoare. Rezultatele indică faptul că intervențiile de autocompasione au un impact mai mare asupra afectelor pozitive liniștitoare decât asupra afectelor pozitive activatoare (Kirschner et al., 2019; Matos et al., 2017), prin urmare, această diferențiere este foarte importantă atunci când luăm în considerare eficiența acestor intervenții de autocompasione asupra afectelor pozitive. În ciuda faptului că există un instrument de măsurare a diferitelor tipuri de afecte pozitive, respectiv Scala tipurilor de afecte pozitive (Gilbert et al., 2008), această scală încă nu a fost adaptată populației maghiare.

Așa cum am prezentat, pentru măsurarea autocompasunii, au fost dezvoltate mai multe scale, însă în limba maghiară a fost adaptată doar versiunea lungă a Scalei de Autocompasione (Neff, 2003a), nu și forma scurtă a acesteia (Raes et al., 2011), deci ar fi important adaptarea versiunii scurte și pentru populația maghiară. Pe baza rezultatelor privind dimensionalitatea scalei, având în vedere că unele rezultate susțin structura factorială originală de ordin superior (Garcia-Campayo et al., 2014; Raes et al., 2011; Uršic et al., 2019), dar alte rezultate sugerează că datele se potrivesc mai bine cu soluția cu doi factori (Babenko & Guo, 2019; Bratt & Fagerström, 2020; Hayes et al., 2016; Kotera & Sheffield, 2020; Lluch-Sanz et al., 2022), este important să testăm ambele modele, structura factorială originală bazată pe teoria lui Neff (2003a, 2003b) și modelul cu doi factori format din self-coldness (adică dimensiunile negative ale autocompasunii, răspunsurile

lipsite de compasiune față de sine) și self-warmth (adică dimensiunile pozitive ale autocompasiunii, răspunsurile compasionale față de sine) bazată pe teoria lui Gilbert (2009a, 2009b, 2009c, 2014, 2023).

În general, studiile nu au constatat diferențe între eficiența intervențiilor de autocompasiune și a altor intervenții active, cum ar fi practicile de mindfulness sau de restructurare cognitivă (Arimitsu & Hofmann, 2017; Mak et al., 2018; Preuss et al., 2021), totuși unele rezultate indică superioritatea intervențiilor de autocompasiune ceea ce privește eficiența lor (Javidi et al., 2021), sau acceptabilitatea și aplicabilitatea lor pentru studenți (Cândea & Szentágotai-Tătar, 2018). Ținând cont că mai multe forme de intervenții pot fi eficiente, în prima parte este recomandată clarificarea relațiilor dintre autocompasiune, mindfulness și diverse vulnerabilități cognitive (de exemplu, atitudini disfuncționale) în precizarea diferiților indicatori de distres și bunăstare pentru studenții universitari, pentru a investiga teoretic care ar fi punctul cel mai util pentru a interveni. În ciuda faptului că multe studii au investigat relația dintre autocompasiune și mindfulness, precum și dintre autocompasiune și vulnerabilități cognitive (ex. atitudini disfuncționale), prin diferite modele (Ferrari et al., 2018; Makadi & Koszycki, 2020; Li et al., 2022; Liu et al., 2022; Phillips et al., 2018; Podina et al., 2015; Sedighimorani et al., 2019; Wong & Mak, 2013; Xavier et al., 2023), puține studii au examinat aceste relații împreună (adică relațiile dintre vulnerabilitățile cognitive, mindfulness și autocompasiunea) în precizarea sănătății mintale.

Datele despre eficiența intervențiilor de autocompasiune sunt din ce în ce mai robuste, însă în acest moment, Trainingul Minții Compasionale (CMT; Irons & Beaumont, 2017; Irons & Heriot-Maitland, 2021) nu a fost adaptat pentru populația maghiară, nu a fost investigat, prin urmare nu știm dacă este eficient sau nu pentru ei. În ciuda faptului că rezultatele analizelor corelaționale și de mediere transversală susțin că intervenția are beneficii prin îmbunătățirea autocompasiunii (Irons & Heriot-Maitland, 2021; Matos et al., 2022), specialiștii (Goldsmith et al., 2018; Maxwell et al., 2011) susțin că analizele de mediere transversală nu respectă ordinea temporală implicită sugerată de mediere și recomandă ca medierea să fie examinată în modele de ecuații structurale longitudinale, controlând natura autoregresivă a acestora.

II. CAPITOLUL II. OBIECTIVELE CERCETĂRII ȘI METODOLOGIA GENERALĂ

Prin intermediul prezentei teze, ne-am propus să abordăm mai multe obiective teoretice, metodologice și practice legate de intervențiile bazate pe autocompasiune.

Primul obiectiv principal al prezentei teze a fost acela de a investiga eficiența intervențiilor de autocompasiune, în comparație cu condițiile de control, pentru efectele pozitive și negative ale studenților universitari. Având în vedere că rezultatele studiilor primare sunt mixte în ceea ce privește eficiența intervențiilor de autocompasiune pentru această populație, în ceea ce privește reducerea afectului negativ și creșterea afectului pozitiv, am efectuat o meta-analiză a acestor studii, investigând în același timp potențialii moderatori ai mărimii efectelor, calitatea studiilor și bias-ul de publicare (**Studiul 1**).

Al doilea obiectiv major al acestei cercetări a fost de a adapta două scale esențiale pentru populația studenților universitari maghiari, una pentru măsurarea autocompasiunii (Self-Compassion Scale - Short Form; Raes et al., 2011) și una pentru măsurarea diferitelor tipuri de afecte pozitive (Types of Positive Affect Scale; Gilbert et al., 2008), și anume afecte pozitive liniștitoare și afecte pozitive activatoare. Am urmărit să investigăm structura factorială a acestor instrumente folosind analiză factorială confirmatorie (CFA - Confirmatory Factor Analysis), invarianța de măsurare folosind analiza factorială confirmatorie cu grupurile multiple, consistența lor internă și validitatea lor de construct (**Studiul 2a** și **Studiul 2b**). În Studiul 2a am urmărit să adaptăm Self-Compassion Scale – Short Form, să testăm ambele modele, structura factorială originală bazată pe teoria lui Neff (2003a, 2003b) și modelul cu doi factori format din self-coldness (adică dimensiunile negative ale autocompasiunii, răspunsurile lipsite de compasiune față de sine) și self-warmth (adică dimensiunile pozitive ale autocompasiunii, răspunsurile compasionale față de sine).

Având în vedere că atitudinile disfuncționale și mindfulnessul s-au dovedit a fi, de asemenea, factori importanți pentru nivelurile de bunăstare și distres, în **Studiul 3** am urmărit să investigăm relațiile dintre autocompasiune, mindfulness și atitudinile disfuncționale (și anume, rolul de mediere al autocompasiunii) în precizarea diverșilor indicatori de distres și bunăstare în două modele propuse folosind SME (Modelarea Ecuațiilor Structurale). În primul model, am considerat autocompasiunea ca indicator global, iar în cel de-al doilea model am inclus separat self-coldness și self-warmth. Am urmărit să testăm

aceste modele propuse în predicția mai multor indicatori de distres și bunăstare (inclusiv afectul negativ și afectul pozitiv liniștitor) pentru a obține rezultate mai fidele și mai robuste.

Ultimul nostru obiectiv principal a fost să adaptăm în limba maghiară și să implementăm un program comprehensiv pentru dezvoltarea autocompasiunii într-un context academic (Compassionate Mind Training; Irons & Beaumont, 2017; Irons & Heriot-Maitland, 2021) și să investigăm eficacitatea intervenției într-un studiu clinic controlat, non-randomizat, cu măsuri repetate, cu privire la diverșii indicatori de distres și bunăstare (inclusiv pentru afectul negativ și pentru afectul pozitiv liniștitor). De asemenea, am urmărit să testăm autocompasiunea ca mediator longitudinal al efectelor asupra outcome-urilor primare, adică asupra afectului negativ și afectului pozitiv liniștitor (**Studiul 4**).

III. CAPITOLUL III. CERCETAREA ORIGINALĂ

3. 1. Studiul 1: O Revizuire Sistematică și Meta-Analiză Privind Eficacitatea Intervențiilor de Autocompasiune Pentru Schimbarea Afectului Pozitiv și Negativ al Studenților Universitari¹

3. 1. 1. Introducere

În cazul studenților universitari, dezvoltarea unor intervenții eficiente pentru îmbunătățirea afectului negativ și pozitiv este foarte importantă, deoarece aceștia se confruntă cu niveluri mai scăzute de bunăstare (inclusiv afectul pozitiv) și cu un grad ridicat de distres psihologic (inclusiv afectul negativ) în comparație cu comunitatea generală (Bore et al., 2016; Larcombe et al., 2016; Regehr et al., 2013; Tobar et al., 2022). Pe baza studiilor individuale, cultivarea autocompasiunii este un tip de intervenție promițătoare pentru îmbunătățirea afectului pozitiv al studenților și pentru reducerea nivelului de distres (adică a afectului negativ) (Guan et al., 2021; Mantelou & Karakasidou, 2017), dar rezultatele nu sunt concludente (Câdea & Szentágotai, 2018; Guan et al., 2021; Mantelou & Karakasidou, 2017; Phillips, 2018; Smeets et al., 2014; Stern & Engeln, 2018; Ziemer et al., 2019). Deși aceste intervenții pentru cultivarea autocompasiunii sunt în general eficiente în creșterea afectului pozitiv și reducerea afectului negativ, în cazul studenților, eficiența intervențiilor este mai scăzută în creșterea autocompasiunii (Ferrari et al., 2019). Eficiența lor pentru afectul pozitiv și negativ nu a fost investigată în meta-analizele anterioare în cazul studenților universitari în mod specific, prin urmare este important să se revizuiască sistematic aceste studii și să se sintetizeze concluziile menționate.

Există posibilitatea ca unele trăsături, ca unele variabile personale să modereze efectul intervențiilor. În plus față de factorii personali, variabilele legate de intervenții pot fi, de asemenea, importante. De exemplu, rezultatele meta-analizei lui Ferrari și colaboratorii (2019) au arătat că intervențiile efectuate în format de grup sunt mai eficiente pentru creșterea autocompasiunii decât intervențiile care au fost realizate în mod individual.

Studiul actual își propune să revizuiască sistematic efectul intervențiilor de autocompasiune în RCT-uri (studii clinice controlate randomizate) care abordează afectul (afectul pozitiv și negativ) în populația studenților universitari și să sintetizeze statistic aceste rezultate într-o meta-analiză. Al doilea obiectiv este de a evalua eficiența intervențiilor de autocompasiune pentru creșterea autocompasiunii (și, separat, pentru dimensiunile negative și dimensiunile pozitive ale autocompasiunii) la studenții universitari.

În plus, ar fi important să investigăm posibilitatea moderatori al efectelor: de exemplu, procentul de femei din eșantioane, vârsta și proveniența participanților (adică continentul din care provin), precum și alte variabile măsurate cu privire la intervenție (tipul de control, formatul de livrare, tehnicile utilizate, numărul de sesiuni, durata sesiunilor, instrumentul utilizat pentru măsurarea outcomeului și tipul outcomeului: dacă a fost măsurat ca stare sau ca trăsătură). Vom investiga, de asemenea, rolul autocompasiunii (și rolul dimensiunilor negative și pozitive ale autocompasiunii) în îmbunătățirea afectelor, și anume dacă dimensiunile efectului pentru autocompasiune prezic magnitudinea efectelor pentru afectele negative și pozitive. Pe baza rezultatelor anterioare, autocompasiunea este un mecanism principal pentru diverse outcomeuri clinice, prin care aceste intervenții își manifestă efectul (Matos et al., 2022).

¹ Acest studiu a fost publicat. Versiunea actuală reprezintă o adaptare prescurtată a manuscrisului publicat.

Póka, T., Fodor, L.-A., Barta, A., & Mérő, L. (2023). A systematic review and meta-analysis on the effectiveness of self-compassion interventions for changing university students' positive and negative affect. *Current Psychology*. <http://dx.doi.org/10.1007/s12144-023-04834-4>

În plus față de considerațiile teoretice, rezultatele ar fi utile și pentru dezvoltarea unor intervenții mai eficiente pentru a schimba afectele negative și pozitive în cazul studenților prin creșterea autocompasiunii. Astfel, prin selectarea studiilor care investighează eficiența intervențiilor sau a inducerii autocompasiunii, comparativ cu grupuri de control (listă de așteptare, placebo, intervenție validată) în cazul populației de studenți universitari, dorim să estimăm efectul acestor intervenții asupra afectului negativ și pozitiv, asupra autocompasiunii și să performăm analize de moderare -, precum și de sensibilitate.

3. 1. 2. Metode

Această meta-analiză a fost ghidată de liniile directoare PRISMA, iar protocolul studiului a fost preînregistrat în registrul prospectiv internațional de analize sistematice, PROSPERO. Identificatorul înregistrării a protocolului este: CRD42022309920).

3. 1. 2. 1. Identificarea și selectarea studiilor

În șapte baze de date electronice au fost efectuate căutări pe parcursul lunii decembrie 2021 pentru articole publicate în limba engleză în reviste de specialitate. Studiile au fost incluse dacă au fost: a) RCT care comparau b) o intervenție de autocompasiune (adică, cultivarea autocompasiunii trebuia să fie scopul direct al intervenției) c) cu un grup de control pasiv (de exemplu, lista de așteptare), sau cu un grup de control placebo, sau cu o intervenție psihologică activă pentru d) studenții universitari, e) măsurând afectul pozitiv și / sau negativ ca outcome, f) publicată în reviste de specialitate (peer-reviewed) și g) scrisă în limba engleză.

Am inclus toate studiile eligibile, indiferent de numărul de sesiuni, indiferent de tehnica utilizată, indiferent de metoda de livrare sau de format. Studiile au fost excluse dacă nu au avut un grup de control sau dacă nu au fost randomizate. Studiile au fost, de asemenea, excluse dacă scopul lor direct nu a fost cultivarea autocompasiunii pentru studenții universitari, dacă nu au măsurat ca rezultat nici afectul pozitiv, nici cel negativ și dacă nu au fost publicate în reviste de specialitate în limba engleză.

3. 1. 2. 2. Evaluarea riscului de biasare și extragerea datelor

Calitatea studiilor selectate a fost evaluată cu ajutorul instrumentului Revised Cochrane de Risk-of-Bias Tool pentru studii randomizate (RoB 2; Higgins et al., 2011), pentru a oferi o evaluare a riscului de biasare în cazul studiilor incluse în această revizuire.

Au fost extrase următoarele date: autorii, datele pentru calcularea mărimii efectului, anul publicării, mărimea eșantionului, caracteristicile participanților (vârsta medie, procentul de femei, continentul din care provin), tehnicile utilizate (scris, audio, video, sau mixt), grupul de control utilizat (listă de așteptare, placebo, activ), tipul outcome-ului (stare, trăsătură), instrumentul folosit pentru măsurare, modul de livrare (față în față vs. online), formatul (individual vs. de grup), numărul de sesiuni de intervenție, durata sesiunilor, ratele de drop-out.

3. 1. 2. 3. Analize statistice

Datele au fost sintetizate cu ajutorul software-ului Comprehensive Meta-Analysis (CMA versiunea 2). Am estimat trei mărimi ale efectului: una pentru afectul negativ, una pentru afectul pozitiv și una pentru autocompasiune. Am folosit Hedges' g pentru măsurători ale efectului, interpretarea fiind similară cu cea a lui Cohen's d (Cohen, 2013). Valorile pozitive reflectă superioritatea intervenției de autocompasiune, în timp ce valorile negative indică faptul că grupul de control este superior. Statisticile Q și I^2 au fost utilizate pentru a evalua eterogenitatea statistică între efectele intervenției în cadrul studiilor. Statisticile I^2 cu valori de 25%, 50% și, respectiv, 75% indică o eterogenitate scăzută, moderată și ridicată (Higgins et al., 2003). Am efectuat, de asemenea, analize de sensibilitate excluzând outlierii.

De asemenea, au fost efectuate analize de subgrupuri și analize de meta-regresie. Am utilizat un set de variabile categorice și continue pentru a testa posibilități moderatorii ai mărimii efectului. Variabilele categorice testate au fost: tipul de control (adică activ vs. placebo), tehnica utilizată (adică scrierea autocompasiunii vs. alte tehnici), formatul de livrare (online vs. față în față și în grup vs. individual), continentul din care provin studenții, tipul outcome-ului (stare vs. trăsătură) și instrumentul utilizat pentru măsurarea outcome-urilor. De asemenea, am efectuat analize de meta-regresie bazată pe anul publicării, vârsta medie a participanților, numărul de sesiuni, ratele de abandon, procentul de femei și calitatea studiului. Am testat, de asemenea, efectul predictiv al mărimilor efectului pentru autocompasiune în precizarea mărimilor efectului pentru afect pozitiv și negativ. Biasarea publicării a fost examinată cu ajutorul metodei Trim and Fill a lui Duval și Tweedie, fail-safe N a lui Rosenthal și testul lui Egger.

3. 1. 3. Rezultate

3. 1. 3. 1. Selecția și includerea studiilor

Căutarea a generat 8649 de înregistrări (7096 după eliminarea duplicatelor). Am exclus 6946 de înregistrări pe baza verificării abstractelor și am examinat integral lucrările celor 144 de articole. Ulterior, 21 de înregistrări au îndeplinit criteriile noastre de includere, dintre care 11 nu au avut date suficiente pentru calcularea mărimii efectului. În urma contactului cu autorii originali, am obținut date pentru un studiu (Kirschner et al., 2019). Am inclus o înregistrare (Mantelou & Karakasidou, 2017) pe baza referințelor din meta-analize anterioare. Deci în total 12 înregistrări au fost incluse în analiza sistematică. Unul dintre ele (Yip & Tong, 2021) a avut patru studii eligibile cu eșantioane diferite și unul (Stern & Engeln, 2018) a avut trei, ceea ce înseamnă că a existat un total de 17 studii (eșantioane diferite, studii diferite) incluse în această meta-analiză.

3. 1. 3. 2. Caracteristicile și riscul de biasare a studiilor incluse

Numărul de studii incluse per total a fost de 17 ($k = 17$), dintre care 15 au măsurat afectul pozitiv și 15 au măsurat afectul negativ. Anii de publicare au fost între 2013-2021. Dimensiunea totală a eșantioanelor studiilor incluse a fost $N = 2900$, iar vârsta medie a fost cuprins între 18.63 și 34.83 de ani. Procentul de femei a fost cuprins între 28.42% - 100%. Numărul de sesiuni al intervenției a fost cuprins între una și șase. Cele mai multe intervenții ($k = 12$) au folosit exercițiul de scriere autocompasională bazat pe metoda lui Leary și colaboratorii (2007), iar cinci studii au folosit alte tehnici (de exemplu, audio, imagine compasională, tehnici mixte). Pentru măsurarea afectului pozitiv și negativ, majoritatea studiilor ($k = 13$) au utilizat PANAS (Positive and Negative Affect Scale; Watson et al., 1988b).

În această meta-analiză, au fost incluse trei studii cu un risc ridicat de biasare și 14 studii evaluate cu anumite îngrijorări. În ceea ce privește măsurarea outcomelui, am evaluat fiecare studiu cel puțin cu anumite îngrijorări, pe baza criteriului că rezultatele au fost autoraportate, și prin urmare, evaluarea ar putea fi influențată de cunoașterea intervenției. De asemenea, am evaluat unele studii cu un risc ridicat de biasare. De exemplu, am evaluat studiul lui Cândea și Szentágotai-Tătar (2018) cu un risc ridicat de biasare pe baza tiparelor de lipsă de date (adică lipsa de date a fost inegală între diferitele grupuri), iar studiul lui Mantelou și Karakasidou (2017) pe baza măsurării rezultatului, în lipsa unui control activ sau placebo al intervenției.

3. 1. 3. 3. Rezultatele primare

Mărimea efectului agregat pentru afectul negativ ($k = 15$) a fost mică și nesemnificativă ($g = .28$; CI 95% = $-.025$ la 0.59), cu o eterogenitate foarte mare ($Q = 110.68$, $df = 14$, $p < .001$, $I^2 = 87.35$). Excluderea a două outlieri (Guan et al., 2021; Wong et al., 2016) a generat estimări și mai mici ($g = .18$; CI 95% = $-.004$ la $.35$), iar rezultatele au devenit semnificative din punct de vedere statistic, cu o eterogenitate moderată ($Q = 25.79$, $df = 12$, $p = .01$, $I^2 = 53.48$). Toate rezultatele pentru afectul negativ (adică estimarea globală, analizele de sensibilitate, și analizele de subgrup) pot fi găsite în Tabelul 1.

Tabel 1 Analizele principale, analizele de sensibilitate și analizele de subgrup pentru afectul negativ

Afect negativ		<i>k</i>	<i>g</i>	95% CI	<i>I</i> ²	<i>p</i>
Toate studiile		15	.28	-.03 to .29	87.35	
Outlierii excluși		13	.18	.004 to .35	53.48	
Analize de subgrup						
Tehnica folosită	Scriere	12	.25	-.11 to .61	89.48	.61
	Alte	3	.41	-.05 to .86	51.47	
Tipul controlului	Activ	8	-.05	-.23 to .14	39.65	.08
	Placebo	8	.52	-.01 to 1.06	91.65	
	Waitlist	2	.43	-.31 to 1.17	71.95	
Formatul livrării	Față-în-față	10	.23	.01 to .45	52.98	.43
	Online	4	.63	-.33 to 1.59	96.23	
Format	Individual	13	.27	-.07 to .60	88.67	
	Group	2	.40	-.44 to 1.23	75.33	
Scala folosită	PANAS	13	.28	-.07 to .63	89.03	
	Alte	2	.29	-.05 to .64	<.001	
Continent	America	5	.15	-.04 to .35	39.99	.82
	Asia	6	.40	-.48 to 1.28	94.58	

Tipul outcomeului	Europa	4	.24	-.20 to .69	63.99
	Stare	13	.24	-.10 to .59	88.64
	Trăsătură	2	.52	.04 to 1.01	46.17

Mărimea efectului agregat pentru afectul pozitiv ($k = 15$) a fost mică, dar semnificativă statistic ($g = .14$; 95% CI = .024 to .25), cu eterogenitate scăzută, nesemnificativă ($Q = 17.82$, $df = 14$, $p = .21$, $I^2 = 21.46$). Excluderea unui outlier (Mantelou & Karakasidou, 2017) a redus estimarea ($g = .11$; 95% CI = .01 to .20; $Q = 7.97$, $df = 13$, $p = .85$, $I^2 < .001$). Toate rezultatele pentru afectul pozitiv (adică estimarea globală, analizele de sensibilitate, și analizele de subgrup) pot fi găsite în Tabelul 2.

Tabel 2 Analizele principale, analizele de sensibilitate și analizele de subgrup pentru afectul pozitiv

Afect pozitiv		<i>k</i>	<i>g</i>	95% CI	<i>I</i> ²	<i>p</i>
Toate studiile		15	.14	.02 to .25	21.46	
Outlierii excluși		14	.11	.01 to .20	<.001	
Analize de subgrup						
Tehnica folosită	Scriere	10	.09	-.03 to .02	58.15	.21
	Alte	5	.30	-.01 to .61	<.001	
Tipul controlului	Activ	8	-.01	-.14 to .12	<.001	.02
	Placebo	9	.20	.08 to .33	<.001	
	Waitlist	2	.72	-.05 to 1.50	73.19	
Formatul livrării	Față-în-față	10	.21	.02 to .40	36.09	.34
	Online	4	.10	-.03 to .23	<.001	
Format	Individual	13	.10	.01 to .20	<.001	
	Group	2	.68	-.20 to 1.57	76.83	
Scala folosită	PANAS	12	.14	-.01 to .29	34.43	.95
	Alte	3	.15	-.03 to .33	<.001	
Continent	America	4	.112	-.03 to .25	<.001	.38
	Asia	5	.015	-.21 to .24	5.94	
	Europa	5	.315	-.05 to .68	56.04	
Tipul outcomeului	Stare	13	.11	.01 to .21	<.001	
	Trăsătură	2	.58	-.48 to 1.63	87.48	

Mărimea efectului agregată pentru autocompasie ($k = 11$) a fost mică spre moderată și semnificativ statistic ($g = .49$; 95% CI = .27 la .71), cu eterogenitate moderată ($Q = 24.52$, $df = 10$, $p = .006$, $I^2 = 59.23$). Pentru autocompasie nu am avut outlieri, astfel nu am condus analize de sensibilitate. Toate rezultatele pentru autocompasie (adică estimarea globală și analizele de subgrup) pot fi găsite în Tabelul 3.

Tabel 3 Analizele principale și analizele de subgrup pentru autocompasie

Autocompasie		<i>k</i>	<i>g</i>	95% CI	<i>I</i> ²	<i>p</i>
Toate studiile		11	.49	.28 to .71	59.23	
Analize de subgrup						
Tehnica folosită	Scriere	7	.50	.20 to .80	63.87	.97
	Alte	4	.51	.12 to .90	61.78	
Tipul controlului	Activ	4	.38	-.03 to .78	53.89	.65
	Placebo	7	.44	.18 to .70	62.39	
	Waitlist	2	.78	.03 to 1.52	70.72	
Formatul livrării	Față-în-față	6	.80	.53 to 1.07	26.74	.001
	Online	4	.26	.10 to .42	<.001	
Format	Individual	9	.42	.21 to .64	55.38	
	Group	2	.88	.31 to 1.44	43.01	
Scala folosită	SCS, SCS-SF, SCS-state, SCS-SF-state	7	.35	.13 to .57	46.31	.04
	Alte	4	.77	.42 to 1.13	39.26	
Continent	Asia	5	.63	.26 to 1.01	64.24	.78

Tipul outcomeului	Europa	4	.56	.17 to .94	47.39
	Stare	6	.58	.28 to .88	63.17
	Trăsătură	5	.40	.03 to .76	61.52

În pofida scopului nostru de a analiza efectele intervenției asupra diferitelor dimensiuni ale autocompasiunii, datele disponibile nu au fost suficiente pentru acest obiectiv.

3. 1. 3. 4. Rezultatele analizelor de subgroup și a meta-regresiilor

3. 1. 3. 4. 1. Analize de moderare pentru afectul negativ

După cum s-a specificat a-priori, am investigat un set de moderatori categorici și continui. Toate rezultatele analizelor de subgroup pentru afectul negativ pot fi găsite în Tabelul 1. Tipul de control a fost un moderator semnificativ ($Q = 3.89$, $df = 1$, $p = .048$) pentru afectul negativ (după excluderea grupurilor de control tip wait-list). Formatul intervenției (individual vs. grup) și tipul de outcome (stare vs. trăsătură) au avut, de asemenea, tendința de a avea un impact asupra eficienței intervențiilor pentru diminuarea afectului negativ.

Pe baza analizelor de meta-regresie, am constatat că anul publicării a fost un predictor pozitiv semnificativ ($B = .066$; $SE = .03$; 95% CI = $.01$ la $.12$; $p = .01$), iar rata de abandon ($B = -.019$; $SE = .004$; 95% CI = $-.03$ până la $-.01$; $p < .001$), precum și procentul de femei din eșantion ($B = -.012$; $SE = .003$; 95% CI = $-.018$ până la $-.007$; $p < .001$), au fost amândoi predictorii negativi pentru mărirea efectului pentru afectul negativ. Vârsta medie ($B = -.06$; $SE = .05$; 95% CI = $-.15$ la $.03$; $p = .20$), numărul de sesiuni ($B = -.08$; $SE = .04$; 95% CI = $-.17$ la $.004$; $p = .06$) și calitatea studiilor ($B = .14$; $SE = .09$; 95% CI = $-.04$ la $.31$; $p = .13$) nu au prezis mărirea efectului pentru afectul negativ.

Pentru a analiza dacă mărirea efectului pentru autocompasiune prezice mărirea efectului pentru afectul negativ, am inclus în analiza de meta-regresie doar studiile care le-au măsurat pe ambele ($k = 9$). Mărirea efectului pentru autocompasiune a fost un predictor pozitiv semnificativ pentru mărirea efectului pentru afectul negativ ($B = .48$; $SE = .22$; 95% CI = $.05$ la $.90$; $p = .03$).

În ciuda scopului nostru de a analiza dacă diferențele dimensiunii ale autocompasiunii pot prezice sau nu mărirea efectului pentru efectele negative și pozitive, datele furnizate au fost insuficiente pentru acest obiectiv. De asemenea, nu am putut analiza efectul moderator al duratei sesiunilor, din cauza datelor lipsă.

3. 1. 3. 4. 2. Analize de moderare pentru afectul pozitiv

Deși nu am găsit eterogenitate în mărimile efectului pentru afectul pozitiv, am investigat aceiași moderatori categorici și continui cu aceeași procedură ca și în cazul afectului negativ (Tabelul 2). În cazul afectului pozitiv ca și în cazul afectului negativ, tipul grupului de control este un moderator semnificativ ($Q = 7.97$, $df = 2$, $p = .019$). Formatul intervenției (individual vs. grup) și tipul outcome-ului (stare vs. trăsătură), de asemenea, tinde să aibă un impact asupra eficienței intervențiilor pentru creșterea afectului pozitiv (adică, $g = .68$ pentru formatul de grup, $g = .10$ pentru formatul individual; $g = .11$ pentru afectul pozitiv măsurat ca stare, $g = .58$ pentru afectul pozitiv măsurat ca trăsătură), cu toate acestea, am avut în meta-analiză doar două studii cu format de grup și doar două studii care au măsurat afectul pozitiv ca trăsătură. Alte variabile nu au moderat efectul.

3. 1. 3. 4. 3. Analize de moderare pentru autocompasiune

Pentru autocompasiune, formatul de livrare este un moderator semnificativ ($Q = 11.36$, $df = 1$, $p = .001$), ceea ce înseamnă că intervențiile în format față-în-față ($g = .80$; 95% CI = $.53$ până la 1.07) sunt mai eficiente decât intervențiile livrate în format online ($g = .58$; 95% CI = $.09$ până la $.42$). Pentru toate analizele de subgroup efectuate, vezi Tabelul 3. Am constatat că instrumentul de măsurare utilizat (scală validată vs. altul) a fost, de asemenea, un moderator semnificativ al mărimilor efectelor pentru autocompasiune ($Q = 3.98$, $df = 1$, $p = .046$), iar formatul (individual vs. grup) tinde, de asemenea, să aibă un impact asupra eficiența intervențiilor (adică, $g = .88$ pentru formatul de grup, $g = .42$ pentru formatul individual).

Rezultatele meta-regresiei au arătat că, anul publicării ($B = .06$; $SE = .04$; 95% CI = $-.01$ la $.13$; $p = .08$), vârsta medie ($B = -.01$; $SE = .01$; 95% CI = $-.03$ la $.01$; $p = .16$), numărul de ședințe ($B = -.03$; $SE = .05$; 95% CI = $-.12$ la $.06$; $p = .47$) și procentul de femei ($B = -.01$; $SE = .003$; 95% CI = $-.01$ la $.001$; $p = .12$) nu au prezis mărirea efectului pentru autocompasiune. Ratele de drop-out ($B = -.02$; $SE = .01$; 95% CI = $-.03$ la $-.01$; $p < .001$) și evaluările privind calitatea studiului ($B = .31$; $SE = .11$; 95% CI = $.11$ la $.52$; $p = .002$)

au fost predictorii semnificativi. Nu am putut analiza efectul moderator al duratei sesiunilor din cauza datelor lipsă (în unele studii nu a fost indicat niciun interval de timp).

3. 1. 3. 5. Analize de biasare de publicare

Pentru efectul negativ au fost raportate două studii lipsă, iar mărimea efectului inițial, care era mică ($g = .28$; 95% CI = $-.02$ la $.59$), a fost redusă și mai mult ($g = .03$; 95% CI = $-.29$ la $.45$). În ambele cazuri, mărimea efectului a fost ne semnificativă din punct de vedere statistic. Testul clasic fail-safe N a indicat că 59 este numărul de studii lipsă pentru a reduce mărimea efectului la zero, ceea ce semnaleză un risc de biasare de publicare. Cu toate acestea, testul Egger ($B = 2.19$, $SE = 2.01$, p (1-tailed) = $.15$) a indicat că rezultatele nu au fost influențate în mod semnificativ de biasul de publicare. Pentru efectul pozitiv nu am găsit studii de lipsă, ceea ce indică lipsa biasului de publicare. Testul clasic fail-safe N a indicat că 17 este numărul de studii lipsă pentru a reduce dimensiunea efectului la zero, ceea ce semnaleză un risc de bias de publicare. Cu toate acestea, testul Egger ($B = .58$, $SE = .76$, p (1-tailed) = $.23$) a indicat, de asemenea, că rezultatele nu au fost influențate în mod semnificativ de biasul de publicare. Pentru autocompasione au fost trei studii care au fost incluse, iar mărimea efectului inițial care era moderată ($g = .49$; 95% CI = $.28$ la $.71$) a fost redusă la o una mică ($g = .32$; 95% CI = $.08$ la $.56$), ceea ce indică un risc de bias de publicare. Testul clasic fail-safe N a indicat că 125 este numărul de studii lipsă pentru a reduce mărimea efectului la zero, ceea ce, în acest caz, nu a semnalat un risc. Cu toate acestea, testul Egger ($B = 2.66$, $SE = 1.09$, p (1-tailed) = $.02$) a indicat, de asemenea, că rezultatele au fost influențate în mod semnificativ de biasul de publicare.

3. 1. 4. Discuții

Meta-analiza a investigat eficiența intervențiilor de autocompasione în cadrul RCT-urilor, vizând efectele pozitive și negative la populația de studenți universitari, și a constatat că aceste intervenții au un efect mic ($g = .28$) și ne semnificativ din punct de vedere statistic asupra afectelor negative în comparație cu controlul (cu o eterogenitate foarte mare), și un efect semnificativ din punct de vedere statistic, dar foarte mic ($g = .14$) asupra afectelor pozitive (fără eterogenitate). Analizele de sensibilitate conduc, în general, la aceleași rezultate, și anume, efectele atât pentru afectele negative, cât și pentru cele pozitive sunt foarte mici. În general, intervențiile bazate pe autocompasione au produs o îmbunătățire mică/moderată și semnificativă a autocompasiei ($g = .49$) în comparație cu intervențiile de control, cu o eterogenitate moderată. Aceste rezultate sunt în concordanță cu constatările meta-analitice anterioare, care au relevat faptul că, în cazul studenților, eficiența acestor intervenții este mai scăzută (Ferrari et al., 2019). În ceea ce privește autocompasionea, ei au găsit un efect puternic ($g = .75$) în general, dar în cazul populației de studenți rezultatul a fost similar cu constatările noastre ($g = .47$). Incluzând toate categoriile de populații, ei au găsit un efect mic spre moderat asupra efectului pozitiv ($g = .48$) și un efect mic asupra efectului negativ ($g = .33$). Pentru toate cele trei rezultate investigate în studiul nostru, formatul intervenției a avut tendința de a avea un impact asupra mărimii efectului, astfel, intervențiile cu format de grup par a fi mai eficiente pentru creșterea afectului pozitiv, pentru reducerea afectului negativ și pentru cultivarea autocompasiei, ceea ce este conform cu rezultatele anterioare (Ferrari et al., 2019).

Pentru ambele tipuri de afecte, pentru afecte negative și pozitive, am constatat că controlul utilizat (activ vs. placebo) moderează mărimea efectului, astfel, intervențiile de autocompasione sunt mai eficiente decât intervențiile placebo pentru îmbunătățirea afectelor, dar nu sunt mai eficiente decât alte intervenții active (de exemplu, scrierea emoțională, inducerea fericirii, inducerea stimei de sine), care pot îmbunătăți și ele afectele (Pennebaker, 1997; Segal et al., 2009). Cu toate acestea, pentru autocompasione, controlul utilizat nu a moderat mărimea efectului, astfel încât pentru îmbunătățirea autocompasiei aceste intervenții sunt mai eficiente decât alte intervenții active în îmbunătățirea afectelor. Potrivit rezultatelor, intervențiile livrate în format față în față sunt mai eficiente (efect puternic) decât intervențiile livrate online (efect moderat) pentru creșterea autocompasiei. Am constatat, de asemenea, un efect de moderare semnificativ al instrumentului utilizat pentru măsurarea autocompasiei. În cazul studiilor care au utilizat o scală validată pentru măsurarea autocompasiei (de exemplu, SCS, SCS-SF, SCS-state, SCS-SF-state) am constatat un efect mic ($g = .35$), iar în cazul studiilor care au utilizat alte metode de măsurare a autocompasiei am constatat un efect moderat spre mare ($g = .77$). Bazat pe aceste rezultate, pentru studii viitoare este indicată utilizarea sculelor validate pentru măsurarea autocompasiei ca trăsătură: Self-Compassion Scale (SCS; Neff, 2003b), Self-Compassion Scale - Short Form (SCS-SF; Raes et al., 2011) și ca stare (Neff et al., 2021).

În ceea ce privește posibilele mecanisme pentru schimbările afectelor, am constatat că mărimea efectului pentru autocompasione este predictor pozitiv ($B = .48$) pentru mărimea efectului pentru efectul

negativ (pentru afectul pozitiv nu am găsit acest rezultat). Studiile anterioare au arătat, de asemenea, că autocompasiunea este un mecanism principal pentru diverse outcome-uri clinice prin care aceste intervenții își exercită efectul (Matos et al., 2022).

În pofida acestor rezultate, această meta-analiză are și limitele sale. În primul rând, Ferrari și colaboratorii (2019) au constatat că, în format de grup, autocompasiunea poate fi cultivată mai eficient decât în format individual, însă numărul de studii incluse în meta-analiza noastră, care a folosit formatul de grup ($k = 2$ pentru fiecare outcome), a împiedicat această analiză de moderare. Însă, pe baza analizelor de subgrup, am observat această tendință pentru toate cele trei rezultate.

În al doilea rând, majoritatea studiilor au utilizat PANAS (Watson et al., 1988b) pentru măsurarea afectelor pozitive și negative. Aceasta poate fi o limită majoră a meta-analizei noastre, deoarece, conform teoriilor actuale, există diferite tipuri de afecte pozitive (Gilbert et al., 2008) și negative (David et al., 2005; Ellis, 2001, 2005; Oprea & Macavei, 2005), dar PANAS nu poate face diferența între ele. PANAS măsoară exclusiv afectul pozitiv activator, care reflectă doar măsura în care o persoană se simte activă și alertă. În concluzie, nu știm dacă aceste intervenții sunt eficiente sau nu pentru îmbunătățirea afectului pozitiv liniștitor pentru studenții universitari. Dintre studiile incluse, doar unul a măsurat separat afectul pozitiv activator și cel liniștitor. Rezultatele acestora indică, de asemenea, că este foarte important să se ia în considerare această distincție (Kirschner et al., 2019).

Următoarea limită este că protocolul inițial al acestei meta-analize intenționa să investigheze eficiența acestor intervenții pentru diferite dimensiuni ale autocompasiunii și să analizeze rolul lor în predicția mărimilor efectului pentru afectele negative și pozitive, dar indisponibilitatea acestor date a împiedicat această analiză. Pentru studii ulterioare, este necesară raportarea nu doar a scorurilor globale de autocompasiune, ci și a scorurilor pentru diferite dimensiuni ale autocompasiunii.

O altă limitare a acestei meta-analize a fost numărul mic de studii incluse și faptul că majoritatea dintre ele au fost experimente cu o singură sesiune. Cele mai multe dintre ele au folosit tehnici de scriere autocompasiunală și nu am putut compara diferite tehnici între ele în mod mai specific (doar scriere vs. alte intervenții). Pentru cercetări ulterioare, se recomandă să se compare în mod direct diferite tipuri de tehnici de autocompasiune pentru studenți. De exemplu, tehnicile mai experiențiale ar putea activa mai eficient sistemul de calmare, cum ar fi atingerea autocompasiunală, imaginea compasiunală sau dezvoltarea eului compasiunal, vocea interioară compasiunală, care este ținta principală a terapiei centrată pe compasiune (Gilbert, 2009a, 2009b, 2014) și a trainingului minții compasionale (Irons & Beaumont, 2017; Irons & Heriot-Maitland, 2021).

O altă limitare a acestei revizui este că meta-analiza pentru autocompasiune nu include toate studiile relevante, ci doar cele care au măsurat și afectele pozitive sau negative. Așadar, pentru cercetări ulterioare, ar putea fi important să se efectueze o căutare și să se includă toate studiile care au măsurat autocompasiunea fără a măsura afectul studenților (de exemplu, Binder et al., 2019; Toole & Craighead, 2016), pentru a ajunge la o concluzie validă și pentru a analiza potențialii moderatori.

Cercetările viitoare ar aduce o contribuție valoroasă la literatura de specialitate privind eficiența intervențiilor de autocompasiune prin compararea directă a intervențiilor cu diferite metode de livrare a pentru a identifica care dintre acestea are mai mult succes în îmbunătățirea afectului și în creșterea autocompasiunii: online vs. față în față; și grup vs. individual, ceea ce a fost recomandat și de Ferrari și colaboratorii (2019). Pentru îmbunătățirea autocompasiunii, rezultatele acestei meta-analize au arătat că formatul față în față poate fi mai benefic decât cel online. Pentru toate cele trei outcome-uri, analizele de subgrup sugerează că formatul de grup poate fi mai benefic decât cel individual și în cazul studenților universitari, ceea ce este în concordanță cu constatările lui Ferrari et al. (2019). În cazul elaborării și testării acestor tehnici și programe pentru cultivarea autocompasiunii, pentru îmbunătățirea afectului pozitiv și pentru reducerea afectului negativ în cazul studenților universitari, ar putea fi util să se ia în considerare aceste rezultate.

3. 2a. Studiul de Validare a Scalei de Autocompasie – Forma Scurtă – Versiunea Maghiară (SCS-SF-HU) cu Studenți Universitari²

3. 2a. 1. Introducere

În anul introducerii conceptului autocompasiei, Neff (2003a, b) a dezvoltat, de asemenea, un instrument de măsurare a autocompasiei ca trăsătură (SCS, Self-Compassion Scale) pe un eșantion de studenți universitari, care, până în prezent, este cel mai frecvent utilizat pentru a măsura acest construct. Inițial, modelul a fost presupus ca fiind cu trei factori (bunătate față de propria persoană în loc de autocritica, mindfulness în loc de supra-identificare cu emoțiile și gândurile dureroase și umanitate comună în loc de izolare), însă, pe parcursul dezvoltării, autorii au stabilit modelul final, format din șase factori de prim-ordin (bunătate față de propria persoană, umanitate comună, mindfulness, auto-judecată, izolare și supra-identificare) și un factor de ordin superior (autocompasie).

La momentul elaborării acestui text, această scală a fost tradusă și adaptată în 22 de limbi diferite (Neff & Tóth-Király, 2022), inclusiv în maghiară (Sági et al., 2013), turcă (Deniz et al., 2008), italiană (Petrocchi et al., 2014), chineză (Chen et al., 2011) și japoneză (Arimitsu, 2014). Rezultatele au arătat că acest instrument este un instrument fidel, dar dimensionalitatea acestuia poate varia în funcție de diferite contexte.

De exemplu, López și colaboratorii (2015) au constatat că structura propusă de șase factori nu se potrivește datelor, iar analiza factorială exploratorie a indicat o soluție cu doi factori, care se bazează pe itemi cu formulare negativă (self-coldness) și pozitivă (self-warmth). Modelul cu doi factori este în concordanță cu teoria lui Gilbert (2009a, 2009b, 2014), care presupune că dimensiunile negative și pozitive ale autocompasiei sunt legate de diferite sisteme de reglare a emoțiilor (self-coldness este legat de sistemul de amenințare și self-warmth este legat de sistemul de calmare). Modelul cu doi factori este, de asemenea, coerent cu constatările empirice privind importanța relativă a acestora pentru distres și bunăstare (Brenner et al., 2017; Chio et al., 2021; López et al., 2015; Muris et al., 2016; Muris & Petrocchi, 2016; Neff et al., 2018). Neff (2016) recomandă utilizarea scorului global de autocompasie, totuși, și ea a sugerat că scala poate fi utilizată în mod flexibil în funcție de întrebările cercetării, ținând cont de validarea altor modele.

Scala de Autocompasie - Forma Scurtă (SCS-SF; Raes et al., 2011) este un alt instrument frecvent utilizat pentru măsurarea autocompasiei ca trăsătură. Scorurile globale de autocompasie măsurate cu această scală scurtată au avut o corelație aproape perfectă ($r = .97$) cu scorurile globale obținute cu scala originală Self-Compassion Scale (SCS), susținând aceeași structură cu șase factori de prim-ordin, și cu un singur factor de ordin superior (Neff, 2003b). Scala cuprinde 12 itemi, fiecare factor de ordinul întâi fiind evaluat cu doi itemi. Cu toate acestea, autorii recomandă doar utilizarea scorului global ("autocompasie") din cauza consistențelor interne relativ mai scăzute pentru subscale (Raes et al., 2011). De asemenea, scala a fost testată și validată cu structura originală în diferite limbi, cum ar fi spaniola (Garcia-Campayo et al., 2014) și slovena (Uršic et al., 2019). Pe de altă parte, mai multe studii efectuate au arătat că soluția cu doi factori are o potrivire mai bună cu datele și pentru această scală (Babenko & Guo, 2019; Bratt & Fagerström, 2020; Hayes et al., 2016; Kotera & Sheffield, 2020; Lluch-Sanz et al., 2022).

Versiunea abreviată a scalei nu a fost încă adaptată sau studiată în cazul populației maghiare. Astfel, obiectivul studiului a fost investigarea structurii factoriale a versiunii maghiare a Scalei de Autocompasie - Forma Scurtă în rândul studenților universitari. Folosind analiza factorială confirmatorie (CFA), am urmărit să testăm modelul original format din șase factori de ordinul întâi și dintr-un factor de ordinul doi, precum și modelul cu doi factori (self-coldness și self-warmth). De asemenea, am urmărit să testăm invarianța de măsurare a scalei între genuri și țări, incluzând participanți din Ungaria și România.

Era de așteptat ca autocompasie să coreleze negativ cu afectul negativ și să se coreleze pozitiv cu ambele tipuri de afecte pozitive (activator și liniștitor).

Pe baza teoriei lui Gilbert (2009a, 2009b, 2014) și a dovezilor neuroștiințifice care susțin că există două sisteme distincte (sistemele de motivație și de afiliere) asociate cu cele două tipuri de afecte pozitive (Depue & Morrone-Strupinsky, 2005), a fost anticipată o corelație pozitivă mai puternică între autocompasie și afectul pozitiv liniștitor, spre deosebire de afectul pozitiv activator.

²Acest studiu a fost acceptat pentru publicare. Versiunea actuală reprezintă o adaptare prescurtată a manuscrisului acceptat.

Póka, T., Barta, A., & Méré, L. (in press). A validation study of the Self-Compassion Scale – Short Form – Hungarian version (SCS-SF-HU) with University Students. *European Journal of Applied Positive Psychology*

Pe baza datelor empirice anterioare (Brenner et al., 2017; Chio et al., 2021; López et al., 2015; Muris et al., 2016; Muris & Petrocchi, 2016; Neff et al., 2018), am presupus că self-coldness are o asociere mai puternică cu afectul negativ decât self-warmth, iar self-warmth are o asociere mai puternică cu afectul pozitiv liniștitor decât self-coldness.

3. 2a. 2. Metode

3. 2a. 2. 1. Instrumente

3. 2a. 2. 1. 1. Informații socio-demografice și personale.

Participanții au fost rugați să completeze un formular socio-demografic, care includea elemente privind vârsta, genul, țara și statutul de student (adică anul de studiu, tipul de studiu și tipul de specializare).

3. 2a. 2. 1. 2. Autocompasiune.

Autocompasiunea a fost măsurată cu ajutorul Scalei de Autocompasiune - Forma Scurtă (SCS-SF; Raes et al., 2011). Participanții au răspuns la cele 12 itemi pe o scară Likert de cinci grade, de la 1 (*aproape niciodată*) la 5 (*aproape întotdeauna*). Pentru răspunsurile lipsite de compasiune scorurile itemilor (adică auto-judecata, izolarea și supra-identificarea) sunt codificate invers. Scorurile subscalelor și cele globale sunt calculate prin calcularea mediei răspunsurilor la itemi. Scorurile mai mari de autocompasiune indică niveluri mai mari de autocompasiune ca trăsătură. În studiul de față, itemii negativi au fost inversați înainte de orice calcul.

3. 2a. 2. 1. 3. Afecte pozitive activatoare și liniștitoare.

Două subscale ale Scalei Tipurilor de Afecte Pozitive (Gilbert et al., 2008) au fost folosite pentru a măsura afectele pozitive activatoare și liniștitoare. Răspunsurile trebuie date pe o scară de cinci puncte, de la 1 (*nu este tipic pentru mine*) la 5 (*foarte tipic pentru mine*). Pentru eșanționul actual, sub-scala de afect pozitiv activator a demonstrat o consistență internă bună, cu Cronbach' Alpha de $\alpha = .87$, în timp ce sub-scala de afect pozitiv liniștitor a prezentat o consistență internă acceptabilă cu $\alpha = .72$. Și media corelațiilor între itemi (Mean Inter-Item Correlations, MIIC) au susținut consistența internă bună a subscalelor, cu MIIC = .46 pentru afectul pozitiv activator și MIIC = .40 pentru afectul pozitiv liniștitor.

3. 2a. 2. 1. 4. Afect negativ

Pentru a măsura afectul negativ, am utilizat versiunea prescurtată a Profilului Distresului Emoțional (PDE; Opris & Macavei, 2005). Studiul de față a utilizat un set de 12 itemi, care, în timpul procesului de traducere, au prezentat o validitate de față ridicată, pe baza opiniei profesionale a doi experți independenți. Participanții au fost rugați să evalueze măsura în care aceste afecte au fost caracteristice pentru experiențele lor din ultimele două săptămâni, folosind o scară Likert de cinci grade, scorurile mai mari indicând un nivel ridicat de afect negativ. Versiunea prescurtată a scalei a prezentat o consistență internă excelentă, egală cu cel din studiul inițial ($\alpha = .91$).

3. 2a. 2. 2. Participanți

Studenții vorbitori de limbă maghiară de la Universitatea Babeș-Bolyai (România) și de la Universitatea Eötvös Lóránd (Ungaria) au fost recrutați în vederea formării eșanționului, iar 685 dintre aceștia au completat studiul. Dintre acești 685 de studenți, am identificat șase participanți ca outlier multivariat pe baza analizelor distanței Mahalanobis. Cu toate acestea, am optat să îi păstrăm în studiu, bazat pe analize de sensibilitate. Vârsta medie a studenților a fost de 23.09 de ani ($SD = 8.06$), majoritatea autoidentificându-se ca fiind de gen feminin ($n = 562$; 82.00%), în timp ce 122 s-au declarat bărbați (17.8%).

3. 2a. 2. 3. Procedura

După ce și-au dat acordul voluntar de a participa și și-au dat consimțământul online, participanții au completat un chestionar structurat online folosind Google Forms. Studiul a fost aprobat de Comitetul local de etică de la Universitatea Eötvös Lóránd (nr. 2022/615).

3. 2a. 2. 4. Modele analizate

Două modele plauzibile au fost examinate pentru potrivirea lor la date. Primul model evaluat a fost modelul cu doi factori, cu indicatori încărcăți pe doi factori latenți corelați (self-coldness și self-warmth). Cel de-al doilea model a reprezentat structura factorială originală, cuprinzând șase factori de primul ordin (bunătate față de propria persoană, auto-judecată, umanitate comună, izolare, mindfulness și supra-identificare) încărcăți pe un factor de ordin doi (autocompasiune).

3. 2a. 2. 5. Analiza datelor și evaluarea potrivirii modelelor (model fit)

Pentru analizele preliminare, am utilizat programul SPSS 20. Analiza factorială confirmatorie (CFA) a fost efectuată în SPSS AMOS 20, utilizând estimarea de Maximum Likelihood (ML). Ajustarea modelului a fost evaluată utilizând diverse criterii, inclusiv raportul dintre statistica chi pătrat și gradele de libertate (CMIN/DF), root mean square error of approximation (RMSEA) cu un interval de încredere de 90%, root mean square residual standardizat (SRMR), indicele de potrivire generală (General Fit Index - GFI) și indicele de potrivire comparativă (Comparative Fit Index - CFI).

Pentru a investiga invarianța de măsurare a scalei, au fost realizate analize factoriale confirmatorii de multigrup. Consistența internă a scalei a fost evaluată prin intermediul coeficientului Cronbach's Alpha (α), în timp ce consistența internă a subscalelor a fost determinată cu ajutorul mediei de corelație între itemi (Mean Inter-Item Correlation - MIIC), o măsură mai adecvată pentru scalele cu mai puțin de 10 itemi (Mitchell & Jolley, 2012). Analiza de corelație a lui Pearson a fost utilizată pentru a examina relațiile dintre autocorupașione și indicatorii de bunăstare (adică afecte pozitive de activare, afecte pozitive de liniștire și afect negativ).

S-a propus ca valorile limită pentru raportul dintre statistica chi-pătrat și gradele de libertate să fie cuprinse între 2 și 5 (Hu & Bentler, 1999). Pentru RMSEA, valorile sub .08 indică o potrivire adecvată, în timp ce valorile sub .05 sugerează o potrivire bună (Schermelleh-Engel et al., 2003). În plus, limita superioară al intervalului de încredere de 90 % asociat pentru RMSEA ar trebui să se situeze sub .10 (West et al., 2012). Valorile CFI mai mici de .90 nu sunt acceptabile; cu toate acestea, pentru o potrivire bună, valorile CFI ar trebui să depășească .95 (Hu & Bentler, 1999). În plus, o valoare GFI de .95 sugerează o potrivire bună, în timp ce valorile mai mari de .90 indică o potrivire acceptabilă. De asemenea, o valoare SRMR mai mică de .08 este considerată acceptabilă, iar o valoare mai mică de .05 indică o potrivire bună (Schermelleh-Engel et al., 2003).

Pentru a evalua invarianța de măsurare a scalei au fost utilizate criteriile de cutoff ale lui Chen (2007). Pentru a susține invarianța, pragurile recomandate fiind $\Delta CFI < .01$ și $\Delta RMSEA < .015$. Decizia noastră nu s-a bazat pe testul chi-pătrat din cauza sensibilității sale la dimensiunea eșantionului, deoarece testul ar putea produce rezultate semnificative din punct de vedere statistic în eșantioane mari chiar și cu diferențe absolute foarte mici în estimările parametrilor.

Urmând recomandările lui George & Mallery (2003), interpretăm valorile Cronbach's Alpha după cum urmează: $\alpha > .9$ indică o consistență internă excelentă, $\alpha > .8$ bună, $\alpha > .7$ acceptabilă, $\alpha > .6$ discutabilă, $\alpha > .5$ slabă, iar $\alpha < .5$ una inacceptabilă. Media corelațiilor dintre itemi (MIIC) de peste .3 a fost considerată acceptabilă pe baza criteriilor lui Mitchell & Jolley (2012).

În timp ce Neff (2003b) și Sági și colegii (2013) au exclus din scala lor finală itemii cu încărcări sub .40, studiul de față, urmând abordarea lui Simms (2008), va include itemii cu încărcări de peste .35. Coeficienții de corelație au fost interpretați după cum urmează: $r = .10$ indică un efect mic, $r = .30$ indică un efect mediu și $r = .50$ indică un efect mare (Cohen, 1988).

3. 2a. 3. Rezultate

3. 2a. 3. 1. Analize preliminare

Mediile, abaterile standard și corelațiile de prim ordin între itemi sunt prezentate în tabelul 1 (N = 685). Analizele de senzitivitate au dat rezultate similare în toate analizele, indiferent dacă au fost incluse sau excluse datele outlier, deci am decis să raportăm rezultatele noastre incluzând toate datele. Distribuția datelor a fost normală, și normalitatea multivariată a fost confirmată (kurtosis = 6.485).

Tabel 1 Corelații dintre itemi (N = 685)

	M	SD	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12
1. SCS1R	2.30	1.08												
2. SCS2	3.41	1.05	.24**											
3. SCS3	3.52	1.06	.31**	.31**										
4. SCS4R	2.71	1.34	.38**	.14**	.22**									
5. SCS5	3.71	1.05	.29**	.30**	.37**	.27**								
6. SCS6	3.07	1.18	.28**	.32**	.22**	.22**	.29**							
7. SCS7	3.32	1.11	.20**	.23**	.44**	.19**	.21**	.24**						
8. SCS8R	2.41	1.32	.48**	.17**	.16**	.45**	.22**	.16**	.034					
9. SCS9R	2.20	1.14	.46**	.23**	.32**	.38**	.25**	.26**	.17**	.47**				
10. SCS10	3.01	1.19	.19**	.26**	.21**	.17**	.33**	.24**	.15**	.13**	.16**			
11. SCS11R	3.22	1.20	.46**	.38**	.29**	.27**	.30**	.30**	.18**	.34**	.40**	.23**		
12. SCS12R	2.83	1.14	.37**	.37**	.18**	.26**	.23**	.21**	.19**	.29**	.33**	.21**	.50**	

Notes: ** Correlation is significant at the .01 level (2-tailed)

3. 2a. 3. 2. Analiza factorială confirmatoriu

3. 2a. 3. 2. 1. Soluția cu doi factori.

Analizând soluția cu doi factori, rezultatele CFA au indicat o potrivire slabă spre limită (CMIN = 286.75; $DF = 53$; CMIN/DF = 5.41; GFI = .93; CFI = .88; SRMR = .054; RMSEA = .08, 90%CI = [.07; .09]). De remarcat, că nu s-a observat nicio încărcare sub .35, ceea ce indică faptul că nu a fost nevoie să fie exclus niciun item.

Urmând procedura sugerată de indicii de modificare în ceea ce privește covarianțele dintre erorile itemilor (covarianța între erorile itemilor SCS3 și SCS7), am crescut ajustarea modelului la un nivel adecvat (CMIN = 234.78; $DF = 52$; CMIN/DF = 4.51; GFI = .94; CFI = .90; SRMR = .04; RMSEA = .07, 90%CI = [.06; .08]). Încărcările standardizate ale factorilor, precum și covarianțele dintre cei doi factori (adică, self-coldness și self-warmth) și dintre cele două erori (e3 și e7), sunt prezentate în Figura 1.

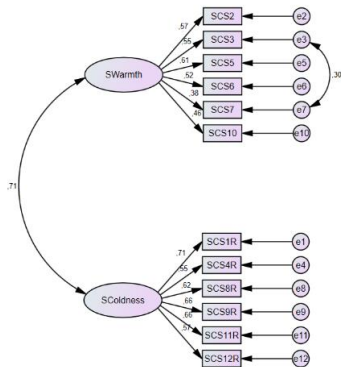


Fig. 1 Soluția finală cu doi factori

3. 2a. 3. 2. 2. Modelul original de ordin superior

Analizând soluția originală de ordin superior, rezultatele CFA au arătat o potrivire acceptabilă (CMIN = 239.28; $DF = 48$; CMIN/DF = 4.98; CFI = .90; SRMR = .055; RMSEA = .07, 90%CI = [.06; .08]). Modelul de ordin superior, împreună cu toate încărcările standardizate, sunt prezentate în Figura 2. Nu s-a observat nicio încărcare sub .35, prin urmare, niciun item nu a fost exclus din analize.

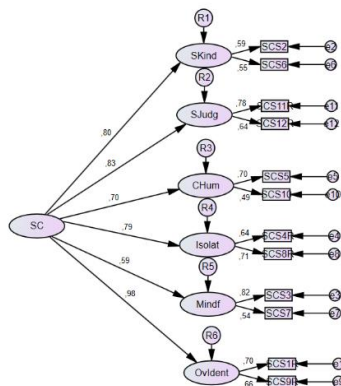


Fig. 2 Modelul original de ordin superior

3. 2a. 3. 3. Analiza consistențelor interne

Indicatorul global de autocompasiune, care cuprinde toți cei 12 itemi, a demonstrat o consistență internă bună ($\alpha = .82$). Scalele formate din cei șase itemi formulați pozitiv (self-warmth) și cei șase itemi formulați negativ (self-coldness) au prezentat consistențe interne acceptabile, cu valori de Cronbach's Alpha de $\alpha = .70$ și, respectiv, $\alpha = .79$. În mod similar, media corelațiilor între itemi a susținut nivelul acceptabil al consistenței interne, cu valori de .36 pentru self-warmth și .47 pentru self-coldness. Eliminarea oricărui item ar fi dus la reducerea consistenței interne. Cele șase subscale au prezentat, de asemenea, consistențe interne acceptabile pe baza corelațiilor inter-item: MIIC = .32 pentru bunățatea față de propria persoană, MIIC = .50 pentru autojudecata, MIIC = .33 pentru umanitate comună, MIIC = .45 pentru izolare, MIIC = .44 pentru mindfulness și MIIC = .46 pentru supra-identificare.

3. 2a. 3. 4. Invarianța de măsurare

Am testat, de asemenea, invarianța de măsurare a scalei între genuri și țări (Ungaria, România) pentru ambele modele, după cum se arată în Tabelul 2. Inițial, am evaluat invarianța configurată și, în general, am constatat potriviri acceptabile ale modelului. Cu toate acestea, indicii CFI au arătat o potrivire mai slabă atunci când am comparat modelele între eșantioanele din Ungaria și România, ceea ce indică faptul că între țări invarianța configurată poate fi discutabilă.

La evaluarea invarianței metrice și structurale a acestor modele, modificările indicilor CMIN (chi pătrat) au fost, în toate cazurile, semnificative, indicând neinvarianța scalei (pentru ambele modele: soluțiile de ordin superior și soluțiile cu doi factori) între sexe și țări. Cu toate acestea, modificările indicilor de potrivire și de eroare (CFI și RMSEA) indică invarianța de măsurare a scalei ($\Delta CFI < .01$, $\Delta RMSEA < .015$). O prezentare detaliată a rezultatelor poate fi găsită în Tabelul 2.

Tabel 2 Potrivirea modelelor între eșantioane

Model	CMIN	DF	CMIN/DF	CFI	GFI	RMSEA [90% CI]	SRMR
Tot eșantion (N = 685)							
Model cu doi factori	234.78	52	4.51	.90	.94	.07 [.06; .08]	.04
Model de ordin superior	239.28	48	4.98	.90	.90	.07 [.06; .08]	.05
Invarianța configurată între țări (eșantion din Ungaria N = 206; Eșantion din România N = 466)							
Model cu doi factori	313.81	104	3.01	.89	.92	.05 [.04; .06]	.05
Model de ordin superior	312.94	96	3.26	.88	.92	.05 [.05; .06]	.06
Invarianța metrică între țări (eșantion din Ungaria N = 206; Eșantion din România N = 466)							
Model cu doi factori	319.13	114	2.79	.89	.92	.05 [.04; .05]	.05
Model de ordin superior	316.23	102	3.10	.89	.92	.05 [.04; .06]	.06
Invarianța structurală între țări (eșantion din Ungaria N = 206; Eșantion din România N = 466)							
Model cu doi factori	325.97	117	2.78	.89	.92	.05 [.04; .05]	.07
Model de ordin superior	325.06	108	3.01	.88	.92	.05 [.04; .06]	.07
Invarianța configurată între genuri (eșantion de femei N = 562; eșantion de bărbați N = 122)							
Model cu doi factori	284.75	104	2.73	.90	.93	.05 [.04; .05]	.05
Model de ordin superior	286.44	96	2.98	.90	.93	.05 [.04; .06]	.05
Invarianța metrică între genuri (eșantion de femei N = 562; eșantion de bărbați N = 122)							
Model cu doi factori	293.58	114	2.57	.90	.93	.04 [.04; .05]	.05
Model de ordin superior	290.56	102	2.85	.90	.93	.05 [.04; .05]	.05
Invarianța structurală între genuri (eșantion de femei N = 562; eșantion de bărbați N = 122)							
Model cu doi factori	295.70	117	2.52	.90	.93	.04 [.04; .05]	.05
Model de ordin superior	295.76	108	2.73	.90	.93	.05 [.04; .05]	.05

3. 2a. 3. 5. Validitatea de construct

Pentru a testa ipotezele, am efectuat analize de corelație Pearson. În concordanță cu ipoteza noastră, autocompasiunea a avut o corelație negativă puternică cu afectul negativ ($r = -.58, p < .01$), o corelație pozitivă moderată cu afectul pozitiv activator ($r = .37, p < .01$), și o corelație pozitivă moderată/puternică cu afectul pozitiv liniștitor ($r = .46, p < .01$). Prin urmare, relația dintre autocompasiune și afectul pozitiv liniștitor a fost într-adevăr mai puternică decât relația dintre autocompasiune și afectul pozitiv activator ($z = 2.01, p = .04$). După cum era de așteptat, am constatat, de asemenea, că self-coldness a avut o relație mai puternică cu afectul negativ ($r = -.60, p < .01$) în comparație cu self-warmth ($r = -.39, p < .01$), cu o diferență semnificativă între puterea relațiilor ($z = 5.2, p < .01$). Cu toate acestea, în mod neașteptat, self-warmth a avut o relație similară ($z = .22, p = .82$) cu afectul pozitiv liniștitor ($r = .41, p < .01$) ca și self-coldness ($r = .40, p < .01$).

3. 2a. 4. Discuții

Obiectivul studiului de față a fost de a evalua structura factorială, invarianța de măsurare, consistența internă și validitatea de construct a SCS-SF (Self-Compassion Scale-Short Form; Raes et al., 2011) pe un eșantion de studenți maghiari. Au fost testate două modele pe baza rezultatelor cercetărilor anterioare, unele studii susținând modelul original de ordin superior (Garcia-Campayo et al., 2014; Raes et al., 2011; Uršic et al., 2019), în timp ce altele favorizează soluția cu doi factori (Babenko & Guo, 2019; Bratt & Fagerström, 2020; Hayes et al., 2016; Kotera & Sheffield, 2020; Lluch-Sanz et al., 2022). Modelul cu doi factori este format din self-coldness (răspunsuri lipsite de compasiune față de propriile dificultăți și inadecvări percepute) și self-warmth (răspunsuri pline de compasiune față de propriile dificultăți și inadecvări percepute). Rezultatele analizelor factoriale de confirmare (CFA) au indicat că ambele modele se potrivesc în mod adecvat datelor.

În general, rezultatele au susținut invarianța de măsurare a scalei pentru ambele modele (modelul original de ordin superior și modelul cu doi factori) între țări (participanți din Ungaria și România) și gen (participanți de gen feminin și masculin). Cu toate acestea, este esențial să recunoaștem că dezechilibrul eșantionului poate avea un impact asupra rezultatelor (Chen, 2007) și că nu toți indicii au susținut pe deplin diferențele invarianțe testate (configurală, metrică și structurală). Ca atare, aceste constatări ar trebui interpretate ținând cont de acești parametri. În studiul actual, scorurile de autocompasiune ($M = 2.98$; $SD = .67$) sunt foarte asemănătoare cu cele dintr-un alt articol care a implicat un eșantion larg din comunitatea maghiară generală ($N = 505$; 52.5% femei; $M_{age} = 44.37$, $SD = 15.59$), în care scorul mediu de autocompasiune a fost, de asemenea, de trei ($M = 3.00$, $SD = .56$) (Tóth-Király & Neff, 2021).

Consistența internă pentru autocompasiunea globală a fost bună, iar atât self-warmth, cât și self-coldness au prezentat consistențe interne adecvate, după cum indică valorile Cronbach's alpha și media corelațiilor între itemi. În mod similar, cei șase factori de prim ordin au demonstrat consistențe interne acceptabile pe bază de media corelațiilor între itemi (MIC). În timp ce Raes și colegii (2011) nu au recomandat utilizarea celor șase subscale de prim ordin pe baza valorilor Cronbach's alpha, media corelațiilor inter-item este considerată o măsură mai bună a consistenței interne pentru scalele cu mai puțin de 10 itemi (Mitchell & Jolley, 2012). Rezultatele analizelor de corelație au fost coerente cu rezultatele anterioare și cu teoriile prezentate, susținând validitatea de construct a scalei și evidențiind importanța distincției între self-coldness și self-warmth și, de asemenea, importanța distincției între afectele pozitive activatoare și liniștitoare.

Rezumând, rezultatele sugerează că ambele modele sunt valide pentru studenții vorbitori de limbă maghiară, susținând utilizarea indicatorului global de autocompasiune, precum și a indicatorilor de self-warmth și de self-coldness. În plus, constatările noastre justifică utilizarea și celor șase scoruri de la subscale. Aceste rezultate se aliniază cu afirmația lui Neff (2016) potrivit căreia scala poate fi utilizată în mod flexibil în funcție de întrebările de cercetare.

3. 2b. Adaptarea Maghiară a Scălii Tipurilor de Afecte Pozitive: Diferențierea Dintre Afecte Pozitive Activatoare și Liniștitoare³

3. 2b. 1. Introducere

Stările emoționale ale afectelor negative și pozitive joacă un rol foarte important în sănătatea mintală a indivizilor, ceea ce face crucială existența unor scale fidele și valide pentru evaluarea acestora. Scala Afectelor Pozitive și Negative (PANAS; Watson et al., 1988b) este cel mai frecvent utilizat instrument pentru măsurarea afectelor pozitive și negative. Este compus din 20 de itemi, adică include zece itemi concepți pentru a măsura afectul pozitiv și alți zece pentru a evalua afectul negativ. Cu toate acestea, PANAS nu face diferența între diferitele tipuri de afecte pozitive, ci măsoară exclusiv afectul pozitiv activator, care reflectă doar măsura în care o persoană se simte energică și alertă. Potrivit autorilor, afectul pozitiv liniștitor, cum ar fi calmul și mulțumirea, reprezintă în esență absența afectului negativ: "Pe scurt, afectul pozitiv (PA) reflectă măsura în care o persoană se simte entuziasmată, activă și alertă. Un PA ridicat este o stare de energie sporită, de concentrare deplină și de implicare în mod plăcut, în timp ce PA scăzut este caracterizat de tristețe și letargie.

³ Acest studiu a fost acceptat pentru publicare. Versiunea actuală reprezintă o adaptare prescurtată a manuscrisului acceptat.

Póka, T., Barta, A., Veres, A., & MÉRÖ, L. (in press). Hungarian adaptation of Types of Positive Affect Scale: Differentiation between activating and soothing positive affect. *Studia Psychologia-Pedagogia*

În schimb, Afectul Negativ (NA) este o dimensiune generală a suferinței subiective și a unei implicări neplăcute care cuprinde o varietate de stări aversive ale dispoziției, inclusiv furie, dispreț, deznădăjduit, vinovăție, frică și nervozitate, NA scăzută reprezentând o stare de calm și serenitate" (Watson et al., 1988b, pp. 1063).

În schimb, Gilbert (2009a, 2009b, 2014) și colegii săi (Gilbert et al., 2008) susțin că prezența afectului pozitiv liniștitor necesită activarea sistemului liniștitor, care nu apare automat atunci când sistemul de amenințare (responsabil pentru generarea afectului negativ) este dezactivat. Pe baza teoriei lui Gilbert (2009a, 2009, 2014), care este construită pe baza datelor neurofiziologice actuale (Depue & Morrone-Strupinsky, 2005), există trei sisteme majore de reglare emoțională: sistemul responsabil pentru detectarea amenințărilor (adică sistemul de amenințare-apărare), sistemul responsabil pentru motivație (adică sistemul de stimulare și căutare de resurse) și sistemul responsabil pentru liniștire (adică sistemul de liniștire, de grijă și de mulțumire).

Având în vedere acest cadru, există două tipuri de afecte pozitive, care prezintă atât diferențe subiective, cât și neurofiziologice (Depue & Morrone-Strupinsky, 2005). Un tip de afect pozitiv este legat de căutarea de resurse, motivație și impuls. La nivel subiectiv, acestea sunt afecte pozitive activatoare legate de performanță, de achiziționarea resurselor importante și de sistemul dopaminergic. Un alt tip de afect pozitiv se bazează pe sistemul de liniștire, caracterizat prin sentimente de siguranță, și mulțumire. În mod ideal, sistemul liniștitor este activat atunci când nu există amenințări și când nevoile sunt satisfăcute, dar, după cum s-a menționat anterior, acest lucru nu se întâmplă în mod automat. Starea de mulțumire și siguranță nu rezultă pur și simplu din dezactivarea sistemelor motivaționale și de alarmă, ci din activarea sistemului de liniștire și reasigurare, asociat cu sistemul de opiacee/oxitocină (Depue & Morrone-Strupinsky, 2005).

Aceste diferite tipuri de afecte pozitive au, de asemenea, o relevanță diferită pentru sănătatea mintală. Afectele pozitive liniștitoare, au o legătură mai puternică cu indicatorii de sănătate mintală (de exemplu, depresia, anxietatea, autocritica și atașamentul securizant) decât afectele pozitive activatoare (Gilbert, 2009a, 2009b; Gilbert et al., 2008). Aceste diferite tipuri de afecte pozitive pot fi caracterizate chiar prin profiluri distincte de activare autonomă. Cercetările arată că variabilitatea frecvenței cardiace de înaltă frecvență (high-frequency heart rate variability - HF-HRV), un indicator al unei mai mari flexibilități autonome, este asociată doar cu afectul pozitiv liniștitor, nu și cu afectul pozitiv activator sau relaxant (Duarte & Pinto-Gouveia, 2017; Petrocchi et al., 2017). Afectul pozitiv liniștitor are de asemenea o relație mai puternică cu mindfulness (Martins et al., 2018), cu autocompasiunea (Kirschner et al., 2019; Steindl et al., 2021), și este predictor mai bun pentru anxietate și stres (McManus et al., 2019). Mai mult, intervențiile de autocompasiune au un impact mai mare asupra afectelor pozitive liniștitoare decât asupra celor activatoare (Kirschner et al., 2019; Matos et al., 2017).

Gilbert și colegii săi (2008) au dezvoltat un instrument de măsurare a acestor diferite tipuri de afecte pozitive, cunoscut sub numele de Scala Tipurilor de Afecte Pozitive ("Types of Positive Affect Scale"). Contrar așteptărilor lor inițiale de a obține doi factori, cercetătorii au identificat trei: afecte pozitive activatoare, afecte pozitive relaxante și afecte pozitive liniștitoare. Afectul pozitiv activator este măsurat cu opt itemi (de exemplu, "Activ", "Dinamic", "Excitat" etc.), afectul pozitiv liniștitor este măsurat cu patru itemi (de exemplu, "În siguranță" etc.), iar afectul pozitiv de relaxare cu șase itemi (de exemplu, "Relaxat", "Calm"). Răspunsurile pot fi date pe o scară Likert de cinci grade, de la 1 (*nu este tipic pentru mine*) la 5 (*foarte tipic pentru mine*). Scorurile subscalelor sunt calculate prin adunarea răspunsurilor la itemi. Consistența internă a subscalelor inițiale s-a dovedit a fi acceptabilă spre bună, cu Cronbach's α de .83 pentru afectul pozitiv activator, Cronbach's α de .73 pentru afectul pozitiv liniștitor și Cronbach's α de .83 pentru afectul pozitiv relaxant. Fidelitatea test-retest pe un interval de trei săptămâni a fost bună atât pentru afectul pozitiv activator ($r = .84$), cât și pentru afectul pozitiv liniștitor ($r = .77$), dar mai scăzută pentru afectul pozitiv de relaxare ($r = .34$).

Până în prezent, nu a fost efectuată nicio analiză factorială confirmatorie care să testeze structura factorială al acestei scări și nicio adaptare la populația maghiară. Prin urmare, obiectivul principal al studiului nostru vizează dezvoltarea versiunii maghiare a Scalei Tipurilor de Afecte Pozitive (Gilbert et al., 2008), care poate face diferența între afectele pozitive activatoare și liniștitoare. În plus, intenționăm să evaluăm structura factorială a scalei utilizând analiza factorială confirmatorie (CFA) în cadrul unui eșantion larg de decenți. Având în vedere fidelitatea scăzută de test-retest a subscalei de afecte pozitive de relaxare, am deciden să traducem, să adaptăm și să testăm doar celelalte două subscale. În plus, ne propunem să examinăm invarianța modelului cu doi factori în funcție de gen (bărbați vs. femei) și de țara de proveniență a studenților (Ungaria vs. România). De asemenea, vom evalua consistența internă ale acestor subscale și vom examina validitatea

de construct al acestora. Prin urmare, acest studiu își propune să testeze relațiile dintre diferitele tipuri de afecte pozitive, afecte negative și autocompasiune.

Conform primei ipoteză, ne așteptăm ca ambele tipuri de afecte pozitive să se coreleze negativ cu afectele negative. Cu toate acestea, prezicem că relația dintre afectul pozitiv liniștitor și afectul negativ va fi mai puternică decât relația dintre afectul pozitiv activator și afectul negativ.

A doua noastră ipoteză presupune că ambele tipuri de afecte pozitive au o relație pozitivă cu autocompasiunea. Cu toate acestea, ne așteptăm, de asemenea, ca afectul pozitiv liniștitor să demonstreze o legătură mai puternică cu autocompasiunea în comparație cu afectul pozitiv activator.

3. 2b. 2. Metode

3. 2b. 2. 1. Instrumente

3. 2b. 2. 1. 1. Informații socio-demografice și personale.

Participanții au completat un formular socio-demografic, care a inclus elemente privind vârsta, genul, țara și statutul de student (adică anul de studiu, tipul de studiu și tipul de specializare).

3. 2b. 2. 1. 2. Autocompasiune.

Autocompasiunea a fost măsurată cu Scala de Autocompasiune - Forma Scurtă (SCS-SF; Raes et al., 2011), o versiune cu 12 itemi a Scalei de Autocompasiune originale (SCS; Neff, 2003). Scorurile mai mari pe această scală indică niveluri mai mari de autocompasiune ca trăsătură. În studiul nostru, scala a avut o consistență internă bună ($\alpha = .82$).

3. 2b. 2. 1. 3. Afect pozitiv activator și affect pozitiv liniștitor.

Două subscale ale Scalei Tipurilor de Afecte Pozitive (Gilbert et al., 2008) au fost folosite pentru a măsura afectele pozitive activatoare și liniștitoare. Scorurile subscalelor au fost determinate prin adunarea răspunsurilor la itemi. Gilbert și colaboratorii (2008) au constatat o consistență internă bună pentru afectul pozitiv activator ($\alpha = .83$) și un nivel acceptabil pentru afectul pozitiv liniștitor ($\alpha = .73$).

3. 2b. 2. 1. 4. Afect negativ.

Pentru a măsura afectul negativ, am folosit versiunea prescurtată a Profilului Distresului Emoțional (PDE; Opris & Macavei, 2005), o scală dezvoltată și validată în România. În urma procesului de traducere, cei 12 itemi utilizați au demonstrat o validitate de față ridicată, pe baza evaluărilor a doi experți. În eșantionul nostru, versiunea prescurtată a scalei a prezentat, de asemenea, o consistență internă excelentă ($\alpha = .91$).

3. 2b. 2. 2. Participanți

Studentii vorbitori de limbă maghiară de la Universitatea Eötvös Lóránd (Ungaria) și Universitatea Babeș-Bolyai (România) au fost recrutați pentru a lua parte la studiu. Dintre cele 1239 de persoane care au finalizat studiul, am identificat 18 participanți cu date outlier multivariate pe baza analizelor distanței Mahalanobis. Cu toate acestea, analizele de sensibilitate au arătat rezultate similare pentru toate analizele cu sau fără excluderea outlierilor, prin urmare am optat să ne raportăm rezultatele incluzând toate datele.

Prin urmare, eșantionul final a fost format din 1239 studenți ($N = 1239$) cu o vârstă medie de 22.59 de ani ($SD = 6.71$). Cei mai mulți dintre ei s-au autoidentificat ca fiind de sex feminin ($n = 978$; 78.9%). Dintre acești participanți, 470 erau din România (37.9%), 749 erau din Ungaria (60.5%), iar 20 erau din alte țări (1.6%). Majoritatea locuiau într-un oraș ($n = 902$; 72.8%) și studiau psihologie ($n = 480$; 38.7%). Eșantionul a inclus studenți din primul an ($n = 514$; 41.5%), studenți din anul al doilea ($n = 452$; 36.5%), studenți din anul al treilea ($n = 233$; 18.8%) și 38 de studenți cu perioade prelungite (3.1%). Majoritatea participanților erau studenți cu program de studiu cu frecvență normală ($n = 1051$; 84.8%) și urmau studii la nivel de licență ($n = 1066$; 86%).

3. 2b. 2. 3. Traducerea scării

Procesul de traducere pentru cele două subscale (afecte pozitive liniștitoare și activatoare) ale Scalei Tipurilor de Afecte Pozitive (Gilbert et al., 2008) a fost realizat în conformitate cu recomandările existente (Sousa & Rojjanasrirat, 2011). Inițial, cele două subscale au fost traduse din engleză în maghiară de către doi traducători autorizați. Alți doi traducători autorizați au efectuat apoi o traducere inversă din maghiară

înapoi în engleză. În urma acestui proces, un comitet format din autorul tezei și din traducători a evaluat cele două seturi de scale și de itemi. Orice discrepanțe între scale au fost rezolvate prin discuții. Scala finală a fost creată prin selectarea a 12 itemi corespunzători, dintre care patru măsoară afectul pozitiv liniștitor și opt evaluează afectul pozitiv activator.

3. 2b. 2. 4. Procedura

În urma acordului lor voluntar de a lua parte la studiu și a consimțământului online, participanții au completat un chestionar structurat prin intermediul Google Forms. Studiul a primit avizul Comitetului local de etică de la Universitatea Eötvös Lóránd (nr. 2022/615).

3. 2b. 2. 5. Analiza datelor și evaluarea potrivirii modelului

Pentru analizele preliminare și corelaționale s-a utilizat programul SPSS 20. Potrivirea modelului a fost examinată utilizând analiza factorială confirmatorie (CFA) în SPSS AMOS 20, cu estimare de Maximum Likelihood (ML). Evaluarea potrivirii modelului s-a bazat pe mai mulți indicatori, inclusiv pe raportul dintre statistica chi pătrat (CMIN) și gradele de libertate (DF), root mean square error of approximation (RMSEA) cu un interval de încredere de 90%, root mean square residual standardizat (SRMR), indicele de potrivire generală (GFI) și indicele de potrivire comparativă (CFI). Invarianța de măsurare a scalei a fost explorată prin analize factoriale confirmatorii multigrup.

Pentru evaluarea consistenței interne, am utilizat coeficientul Cronbach's Alpha (α) și media corelației între itemi (mean inter-item correlation - MIIC). MIIC este mai adecvată pentru scalele care cuprind mai puțin de 10 itemi (Mitchell & Jolley, 2012). Analiza de corelație Pearson a fost utilizată pentru a evalua relațiile dintre cele două tipuri de afecte pozitive (afecte pozitive activatoare și liniștitoare), afecte negative și autocompașune.

Pentru raportul dintre statistica chi-pătrat și gradele de libertate, au fost recomandate valori critice cuprinse între 2 și 5 ca valori limită (Hu & Bentler, 1999). În ceea ce privește RMSEA, valorile mai mici de .08 indică o potrivire adecvată, iar valorile mai mici de .05 semnifică o potrivire bună (Schermelleh-Engel et al., 2003). De asemenea, în ceea ce privește RMSEA, limita superioară al intervalului de încredere de 90% asociat nu trebuie să fie mai mare de .10 (West et al., 2012).

Valorile CFI nu trebuie să scadă sub .90, dar valorile de peste .95 sunt considerate indici de bună potrivire (Hu & Bentler, 1999). Totodată, un GFI de .95 demonstrează o potrivire bună, în timp ce valorile de peste .90 sugerează o potrivire acceptabilă. Valorile SRMR mai mici de .08 sunt considerate ca fiind acceptabile, în timp ce o valoare mai mică de .05 constituie o potrivire bună (Schermelleh-Engel et al., 2003).

Evaluarea invarianței de măsurare s-a bazat pe criteriile lui Chen (2007), care sugerează că, pentru ca invarianța să fie susținută, ΔCFI ar trebui să fie mai mică de .01, iar $\Delta RMSEA$ ar trebui să fie mai mică de .015. Am ales să nu ne bazăm judecata pe testul chi-pătrat, deoarece acesta este influențat în mod semnificativ de dimensiunea eșantionului. Merită menționat faptul că, în cazul eșantioanelor mari, acest test ar putea fi semnificativ din punct de vedere statistic, chiar dacă diferențele absolute ale estimărilor parametrilor sunt foarte mici.

Valorile lui Cronbach Alpha au fost interpretate în conformitate cu recomandările lui George și Mallery (2003), unde $\alpha > .9$ indică o consistență internă excelentă, $\alpha > .8$ sugerează o consistență bună, $\alpha > .7$ indică o consistență acceptabilă, $\alpha > .6$ sugerează o consistență discutabilă, $\alpha > .5$ indică o consistență slabă, iar valorile α sub .5 sunt considerate inacceptabile. Valorile MIIC de peste .3 sunt considerate ca fiind acceptabile (Mitchell & Jolley, 2012).

Conform lui Simms (2008), itemii cu încărcări de peste .35 au fost incluși în scala finală. Coeficienții de corelație au fost interpretați în conformitate cu Cohen (1988), cu $r = .10$ indicând efecte mici, $r = .30$ indicând efecte medii și $r = .50$ reprezentând efecte mari.

3. 2b. 3. Rezultate

3. 2b. 3. 1. Analize preliminare

Mediile obținute, abaterile standard, statisticile de skewness și kurtosis pentru itemii scalei sunt prezentate în Tabelul 1 ($N = 1239$). Analizele de sensibilitate au arătat rezultate similare pentru toate analizele cu și fără excluderea outlierilor (am identificat 18 participanți cu date outlier multivariate), prin urmare, am decis să raportăm rezultatele noastre incluzând toate datele.

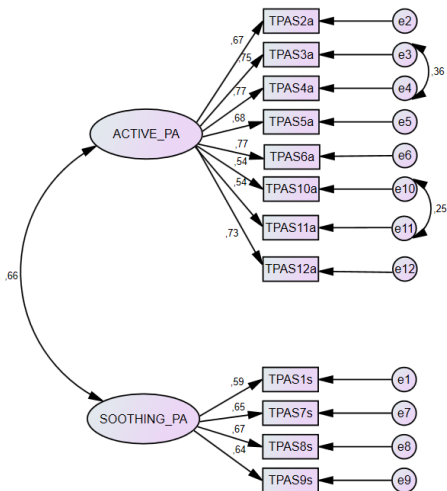
Tabel 1 Statisticile descriptive ale itemilor scalei (N = 1239)

Item	M	SD	Skewness	SE	Kurtosis	SE
TPAS1	3.42	1.05	-.33	.07	-.51	.13
TPAS2	3.65	1.08	-.49	.07	-.51	.13
TPAS3	3.56	1.05	-.43	.07	-.44	.13
TPAS4	3.34	1.09	-.28	.07	-.60	.13
TPAS5	3.14	1.12	-.10	.07	-.78	.13
TPAS6	3.33	1.07	-.20	.07	-.59	.13
TPAS7	3.68	1.04	-.55	.07	-.29	.13
TPAS8	3.77	1.09	-.68	.07	-.22	.13
TPAS9	3.21	1.03	-.22	.07	-.47	.13
TPAS10	3.53	1.06	-.41	.07	-.49	.13
TPAS11	3.31	1.20	-.23	.07	-.90	.13
TPAS12	3.64	1.01	-.53	.07	-.18	.13

3. 2b. 3. 2. Analize factoriale confirmatorii

Analizând modelul cu doi factori, rezultatele CFA au arătat o potrivire la limită (CMIN = 225.74; DF = 53; CMIN/DF = 11.80; GFI = .92; CFI = .90; SRMR = .054; RMSEA = .09, 90%CI = [.08; .10]. Toate încărcăturile s-au dovedit a fi semnificative din punct de vedere statistic și au depășit pragul de .35, ceea ce înseamnă că nu a fost nevoie să excludem niciun item din analize.

Conform procedurii sugerată de indici de modificare în ceea ce privește covariațiile dintre erorile itemilor (incluzând covariațiile dintre erorile itemilor TPAS3a și TPAS4a; și dintre TPAS10a și TPAS11a), am crescut ajustarea modelului la un nivel adecvat (CMIN = 438.16; DF = 51; CMIN/DF = 8.59; GFI = .94; CFI = .93; SRMR = .04; RMSEA = .07, 90%CI = [.07; .08]). Figura 1 prezintă încărcările standardizate ale factorilor, precum și covarianțele între cei doi factori (afecte pozitive activatoare și afecte pozitive liniștitoare) și între erori.

**Fig. 1** Modelul Final

3. 2b. 3. 3. Analize de consistență internă

Pe baza indicilor Cronbach's Alpha, am observat o consistență internă bună pentru subscala de afecte pozitive activatoare ($\alpha = .87$) și o consistență internă acceptabilă pentru subscala de afecte pozitive liniștitoare ($\alpha = .73$). În plus, media corelațiilor între itemi (MIIC) a întărit aceste constatări, indicând că

ambele subscale au prezentat o bună consistență internă (MIIC = .47 pentru afectul pozitiv activator și MIIC = .40 pentru afectul pozitiv liniștitor).

3. 2b. 3. 4. Evaluarea invarianței de măsurare

Am testat, de asemenea, invarianța de măsurare a scalei între genuri (femei și bărbați) și țări (Ungaria și România). Am evaluat invarianța configurabilă și am constatat că modelul se potrivește bine în toate cazurile. Analizând invarianțele metrice și structurale, modificările indicilor de potrivire și de eroare (CFI și RMSEA) au confirmat și în continuare invarianța de măsurare a scalei ($\Delta CFI < .01$, $\Delta RMSEA < .015$). Rezultatele sunt prezentate în Tabelul 2.

Tabel 2 Potrivirea modelului dintre diferite eșantioane

	CMIN	DF	CMIN/DF	CFI	GFI	RMSEA [90% CI]	SRMR
Tot eșantion ($N = 1239$)	438.16	51	8.59	.93	.94	.07 [.07; .08]	.04
Invarianța Configurabilă Între Țări (Ungaria $N = 749$; România $N = 470$)	525.26	102	5.15	.92	.93	.05 [.05; .06]	.05
Invarianța Metrică Între Țări (Ungaria $N = 749$; România $N = 470$)	529.96	112	4.73	.92	.92	.05 [.05; .06]	.04
Invarianța Structurală Între Țări (Ungaria $N = 749$; România $N = 470$)	538.96	115	4.68	.92	.92	.05 [.05; .06]	.06
Invarianța Configurabilă Între Genuri (Femei $N = 978$; Bărbați $N = 255$)	505.40	102	4.95	.93	.93	.05 [.05; .06]	.04
Invarianța Metrică Între Genuri (Femei $N = 978$; Bărbați $N = 255$)	516.03	112	4.60	.93	.93	.04 [.04; .05]	.05
Invarianța Structurală Între Genuri (Femei $N = 978$; Bărbați $N = 255$)	521.29	115	4.53	.93	.93	.04 [.04; .05]	.06

3. 2b. 3. 5. Validitatea de construct

Pentru a testa ipotezele, am efectuat analize de corelație Pearson. Conform ipotezei noastre, atât afectul pozitiv liniștitor, cât și cel activator au prezentat corelații negative cu afectul negativ ($r = -.44$, $p < .01$, și, respectiv, $r = -.37$, $p < .01$). În plus, așa cum s-a prezis, relația dintre afectul pozitiv liniștitor și afectul negativ a fost mai puternică decât relația dintre afectul pozitiv activator și afectul negativ (r comparație: $z = 2.08$, $p = .03$).

Cea de-a doua ipoteză a noastră a fost, de asemenea, confirmată, indicând că atât afectul pozitiv liniștitor, cât și cel activator au demonstrat relații pozitive cu autocompasiunea ($r = .43$, $p < .01$, și, respectiv, $r = .33$, $p < .01$). În plus, și în acest caz, am constatat că afectul pozitiv liniștitor joacă un rol mai important în comparație cu afectul pozitiv activator (r comparație: $z = 2.91$, $p < .01$).

3. 2b. 4. Discuții

Scopul acestui studiu a fost de a evalua structura factorială, invarianța de măsurare, consistența internă și validitatea de construct a Scalei Tipurilor de Afecte Pozitive ("Types of Positive Affect Scale" - TPAS; Gilbert et al., 2008) în rândul unui eșantion de studenți maghiari. Până în prezent, nu există adaptări ale TPAS pentru această populație. Obiectivul nostru principal a fost de a dezvolta o scală maghiară care poate face diferența între afectele pozitive activatoare și liniștitoare. Având în vedere că Gilbert și colegii săi (2008) au raportat anterior o fidelitate de test-retest scăzută pentru cea de-a treia subscală a scalei originale (afectul pozitiv relaxant), am decis să adaptăm doar cele două subscale de interes.

Modelul final, care include două covarianțe între erorile itemilor, a demonstrat o potrivire adecvată cu datele. În plus, invarianța de măsurare a scalei a fost confirmată între sexe (femei și bărbați) și țări (Ungaria și România). Am constatat niveluri acceptabile de consistență internă pentru aceste două subscale, atât pe baza indicilor Cronbach's Alpha, cât și pe baza mediilor corelațiilor între itemi (MIIC).

Ambele ipoteze au fost confirmate, arătând că ambele tipuri de afecte pozitive prezintă relații negative cu afectul negativ și relații pozitive cu autocompasiunea. Rezultatele au arătat, că așa cum era de așteptat, afectul pozitiv liniștitor prezintă relații mai puternice cu aceste variabile în comparație cu afectul

pozitiv activator. Acest lucru sugerează că afectul pozitiv liniștitor joacă un rol mai important în sănătatea mintală decât afectul pozitiv activator. Mai mult, aceste rezultate sunt în concordanță cu teoria lui Gilbert (2009a, 2009b, 2014) și cu constatările anterioare (Gilbert et al., 2008; Kirschner et al., 2019; Martins et al., 2018; Steindl et al., 2021), susținând ideea că versiunea maghiară a Scalei Tipurilor de Afecte Pozitive constituie un instrument fidel și valid pentru a diferenția între cele două afecte, pentru a măsura separat afectele pozitive liniștitoare și cele activatoare. Sunt necesare însă și alte cercetări empirice pentru a evalua stabilitatea structurii factoriale a scalei. Acestea includ studii realizate pe diferite tipuri de eșantioane, care să cuprindă nu doar studenți, ci și populații comunitare și clinice, precum și participanți din diferite culturi. În plus, este de asemenea important să se investigheze invarianța modelelor între grupurile de vârstă, precum și să se măsoare fidelitatea test-retest.

Pe baza rezultatelor prezente, se poate concluziona că versiunea maghiară a Scalei Tipurilor de Afecte Pozitive este un instrument valid și fidel pentru a distinge între afectele pozitive liniștitoare și cele activatoare. În consecință, se recomandă utilizarea acestui instrument pentru studii ulterioare în locul lui PANAS (Watson et al., 1988b), în mod special în cercetările privind autocompasiunea.

3. 3. Autocompasiunea Mediază Relațiile Dintre Mindfulness, Atitudini Disfuncționale, și Diferiți Indici de Distres și Bunăstare⁴

3. 3. 1. Introducere

Vulnerabilitățile cognitive (ex. atitudinile disfuncționale) sunt mecanisme bine cunoscute care stau la baza distresului emoțional (de exemplu, afectul negativ, stres, anxietate, depresie, vinovăție, etc.) și a unor niveluri mai scăzute de bunăstare (de exemplu, afect pozitiv, satisfacție cu viața, etc.) (Abela & D'Alessandro, 2002; Hong & Cheung, 2015; Vîslă et al., 2015; Yapan et al., 2020). Pe de altă parte, mindfulness și autocompasiunea sunt factori de protecție, care pot reduce nivelurile de distres și pot promova bunăstarea (Carpenter et al., 2019; Chio et al., 2021; Ferrari et al., 2019; Kirby et al., 2017; MacBeth & Gumley, 2012; Marsh et al., 2018; Muris & Petocchi, 2016; Tomlinson et al., 2018; Zessin et al., 2015). Mai multe studii au examinat relația dintre autocompasiune și mindfulness, precum și dintre autocompasiune și vulnerabilități cognitive, utilizând diferite modele (Ferrari et al., 2018; Li et al., 2022; Liu et al., 2022; Makadi & Koszycki, 2020; Phillips et al., 2018; Podina et al., 2015; Sedighimorani et al., 2019; Xavier et al., 2023; Wong & Mak, 2013).

În unele modele, autocompasiunea a fost propusă ca un moderator între vulnerabilități cognitive și distres. Numărul de studii privind efectele de atenuare ale autocompasiunii în relația dintre diferite vulnerabilități cognitive și diferiți indicatori de distres și bunăstare este în creștere (Ferrari et al., 2018; Fonseca & Canavaro, 2017; Li et al., 2022; Phillips et al., 2017; Podina et al., 2015; Wong & Mak, 2013). Cu toate acestea, alte studii (Hassani et al., 2021; Liu et al., 2022; Xavier et al., 2023) au constatat că autocompasiunea a mediat și nu a moderat această relație (adică, vulnerabilitățile cognitive, cum ar fi atitudinile disfuncționale, au dus la niveluri mai scăzute de autocompasiune, ceea ce a dus la niveluri mai ridicate de distres).

Studiile care examinează relația dintre mindfulness și autocompasiune au arătat că autocompasiunea mediază și relația dintre mindfulness și diverși indicatori de distres și bunăstare, cum ar fi anxietatea socială (Makadi & Koszycki, 2020), rușinea (Sedighimorani et al., 2019), recuperarea din tulburările mentale (Mak et al., 2021) și bunăstarea subiectivă (Yang et al., 2022). Cu toate acestea, Mak și colegii săi (2021) au constatat că numai self-warmth mediază relația dintre mindfulness și recuperarea personală (self-coldness nu a mediat). Astfel, se pare că diferite componente ale autocompasiunii (adică self-warmth și self-coldness) pot avea roluri diferite în aceste asocieri între atitudinile disfuncționale și outcome-uri clinice, dar și între mindfulness și outcome-uri clinice (Liu et al., 2022; Mak et al., 2021).

Conform cunoștințelor autorilor, puține studii au examinat aceste relații împreună (adică relațiile dintre vulnerabilitățile cognitive, mindfulness și autocompasiunea). Thimm (2017), de exemplu, a examinat relația dintre schemele maladaptive timpurii (o altă vulnerabilitate cognitivă bine stabilită), autocompasiune, mindfulness și distres psihologic.

⁴Acest studiu a fost trimis pentru publicare și este în curs de lectorare. Versiunea actuală reprezintă o adaptare prescurtată a manuscrisului trimis.

Póka, T., Barta, A., & Mérő, L. (2023). Self-compassion mediates the relationship between university students' mindfulness, dysfunctional attitudes, and various distress and well-being indicators. [Manuscript submitted for publication]

Rezultatele lor au arătat că autocompasiunea și mindfulness-ul au mediat (dar nu au moderat) relația dintre schemele maladaptive timpurii și distresul psihologic, astfel încât atât mindfulness-ul, cât și autocompasiunea s-au dovedit a fi mediatori.

Pe baza rezultatelor anterioare, în acest studiu, propunem și testăm două modele pentru relațiile dintre atitudinile disfuncționale, mindfulness și autocompasiune în prezicerea mai multor indicatori de distres psihologic (adică afect negativ, depresie, anxietate și stres) și de bunăstare (adică afect pozitiv liniștitor, afect pozitiv activator și satisfacție cu viața).

În primul model, autocompasiunea a fost introdusă ca indicator global. Am presupus că mindfulness și atitudinile disfuncționale prin intermediul autocompasiunii au influențat asupra diferiților indicatori de distres psihologic (adică afectul negativ, depresia, anxietatea și stresul) și asupra diferiților indicatori de bunăstare (adică afectul pozitiv liniștitor, afectul pozitiv activator și satisfacția cu viața). Am presupus că mindfulness-ul crește bunăstarea și scade distresul prin îmbunătățirea autocompasiunii.

De asemenea, am emis ipoteza că atitudinile disfuncționale conduc la niveluri mai ridicate de distres psihologic și la o stare de bine mai scăzută prin reducerea autocompasiunii.

Pe baza rezultatelor privind diferitele componente ale autocompasiunii (Chio et al., 2021; Liu et al., 2022; Mak et al., 2021; Muris & Petrocchi, 2016) și pe baza teoriei lui Gilbert (2009a, 2009b, 2014) privind compasiunea și sistemele de reglare emoțională, un alt scop a fost de a investiga care dintre variabilele predictive (adică mindfulness și atitudini disfuncționale) afectează variabilele clinice prin intermediul cărei componente ale autocompasiunii (adică self-warmth sau self-coldness). Prin urmare, am testat, de asemenea, un al doilea model, în care am investigat rolul de mediere al lui self-coldness și self-warmth separat. Pentru cel de-al doilea model, am presupus că mindfulness ar afecta rezultatele clinice în special prin self-warmth, și atitudinile disfuncționale în special prin self-coldness. De asemenea, am emis ipoteza că în predicția diferiților indicatori de distres self-coldness va avea o putere de predicție mai mare decât self-warmth, dar în predicția diferiților indicatori de bunăstare self-warmth va avea o putere de predicție mai mare decât self-coldness.

3. 3. 2. Metode

3. 3. 2. 1. Participanți

Ținând cont de faptul că primul model propus necesită estimarea a 10 parametri distincți, iar cel de-al doilea model necesită estimarea a 13 parametri distincți, am avut nevoie de cel puțin 130 de participanți pentru a testa modelele (Collier, 2020). În cele din urmă, 181 de participanți (studenți universitari) au completat chestionarele și, după analizele preliminare, cinci participanți au fost excluși. Analizele ulterioare s-au bazat pe datele celor 176 de participanți rămași. Majoritatea participanților au fost femei ($n = 140$; 79.5%), din România ($n = 130$; 73.9%). Jumătate dintre participanți au studiat psihologie ($n = 87$; 49.4%), iar jumătate au studiat la alte specializări ($n = 89$; 50.6%). Vârsta medie a participanților a fost de 26.06 ani ($SD = 11.17$).

3. 3. 2. 2. Instrumente

3. 3. 2. 2. 1. Mindfulness.

Mindfulness-ul a fost măsurat cu Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ; Baer et al., 2006). Pentru obiectivele studiului de față, am folosit scoruri globale de mindfulness ($\alpha = .77$).

3. 3. 2. 2. 2. Autocompasiune.

Autocompasiunea am măsurat folosind Self-Compassion Scale – Short Form (SCS-SF; Raes et al., 2011). Scala a avut consistență internă bună pentru a măsura autocompasiunea ca indicator global ($\alpha = .822$) și pentru self-coldness ($\alpha = .81$), însă ceea ce privește self-warmth, am constatat o consistență internă mai scăzută ($\alpha = .62$).

3. 3. 2. 2. 3. Depresie, anxietate și stres.

Pentru a măsura nivelurile de depresie, anxietate și stres, versiunea cu 21 itemi a instrumentului Depression Anxiety Stress Scale (DASS-21; Lovibond & Lovibond, 1995) a fost folosită. Participanții au indicat pe o scală de la 0 la 3 măsura în care simptomele respective sunt caracteristice pentru experiențele lor. DASS-21-ul a avut consistență internă bună pentru fiecare subscală: depresie ($\alpha = .86$), anxietate ($\alpha = .83$), și stres ($\alpha = .84$).

3.3.2.2.4. *Afect negativ.*

Pentru a măsura afectul negativ am folosit versiunea scurtată (12 itemi) a Profilului Distresului Emoțional (PDE; Opris & Macavei, 2005). Inclusiv în eșantionul nostru scala a avut o consistență internă excelentă pentru măsurarea afectului negativ ($\alpha = 0.92$).

3.3.2.2.5. *Afect pozitiv liniștitor și activator.*

Cele două tipuri de afecte pozitive (liniștitor și activator) au fost măsurate folosind cele două subscale a instrumentului Types of Positive Affect Scale (Gilbert et al., 2008). În acest studiu subscala pentru a măsura afectul pozitiv liniștitor a avut consistență internă acceptabilă ($\alpha = .75$) și subscala pentru a măsura afectul pozitiv activator a avut consistență internă bună ($\alpha = .88$).

3.3.2.2.6. *Atitudini disfuncționale.*

Pentru măsurarea atitudinilor disfuncționale am folosit versiunea Maghiară a instrumentului Dysfunctional Attitude Scale (DAS; Kopp, 1985; Weissman & Beck, 1978), având consistență internă excelentă ($\alpha = .91$).

3.3.2.2.7. *Satisfacția cu viața.*

Versiunea Maghiară a instrumentului Satisfaction with Life Scale (SWLS; Diener et al., 1985; Martos et al., 2014) a fost folosit pentru măsurarea satisfacției cu viața. Scala este compusă din cinci itemi, evaluate pe o scală Likert de șapte grade. În studiul nostru consistența internă bună a scării a fost confirmată ($\alpha = .82$).

3.3.2.3. **Procedura și design**

Prezentul studiu a folosit un design corelațional și a măsurat doi predictori (atitudini disfuncționale și mindfulness), trei mediatori (autocompasiune și separat self-coldness și self-warmth), precum și șapte variabile de outcome. Dintre cele șapte variabile de outcome, patru au fost folosite pentru a operaționaliza distresul emoțional (adică afectul negativ, depresia, anxietatea și stresul) și trei au fost folosite pentru a operaționaliza bunăstarea psihologică (adică afectul pozitiv liniștitor, afectul pozitiv activator și satisfacția cu viața). Studiul a fost realizat în conformitate cu Codul de etică al Asociației Americane de Psihologie (APA). În urma consimțământului informat, participanții au completat chestionarul utilizând o platformă online (Google Forms). Studiul a fost anunțat în cadrul cursurilor de Introducere în psihologie. Studenții nu au fost recompensați pentru participarea la studiu.

3.3.2.4. **Analiza datelor și evaluării potrivirii modelelor (model fit)**

Pentru analizele preliminare și corelațiile Pearson s-a utilizat programul SPSS 20 și R Package. De asemenea, a fost utilizată procedura Benjamini-Hochberg (1995) pentru a reduce rata de descoperire falsă, ajustând valorile p. Rezultatele analizelor de corelație sunt raportate luând în considerare valorile p ajustate. Modelele propuse au fost testate cu ajutorul SEM (Structural Equation Modeling) în software-ul SPSS AMOS 20 și s-a ales estimarea de Maximum Likelihood (ML). Am utilizat metoda bootstrap pentru a testa efectele directe și indirecte, generând 5000 de eșantioane (cu interval de încredere de 95%). Efectele au fost considerate semnificative dacă intervalele de încredere ale analizei bootstrap nu au inclus zero (Hayes, 2018; Preacher & Hayes, 2004). Potrivirea modelului a fost evaluată utilizând raportul dintre statistica chi pătrat (CMIN) și gradele de libertate (DF), standardized root mean square residual (SRMR), indicele de potrivire comparativă (CFI) și indicele de potrivire generală (GFI).

Pentru statistica chi-pătrat și raportul gradelor de libertate, au fost recomandate valori critice între 2 și 5 ca valori limită (Hu & Bentler, 1999). Valorile CFI nu ar trebui să fie mai mici de .90, dar pentru o potrivire bună, valorile CFI ar trebui să fie peste .95 (Hu & Bentler, 1999). Pentru GFI, .95 indică o potrivire bună, în timp ce valorile mai mari de .90 indică o potrivire acceptabilă. Pentru SRMR, o valoare mai mică de .08 este considerată acceptabilă, iar o valoare mai mică de .05 este considerată o potrivire bună (Schermelel-Engel et al., 2003).

3.3.3. **Rezultate**

3.3.3.1. **Analize preliminare**

Datele au avut distribuție normală, și deasemenea normalitatea multivariată a fost testată și confirmată. Corelațiile de prim-ordin între variabile sunt prezentate în Tabelul 1.

Tabel 1 Corelații dintre variabile măsurate

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.
1. Autocompasiune	-											
2. Self-Warmth	.83**											
3. Self-Coldness	-.91**	-.54**										
4. Mindfulness	.53**	.41**	-.50**	-								
5. Atitudini Disfuncționale	-.47**	-.17*	.59**	-.24**	-							
6. Afect Negativ	-.54**	-.33**	.58**	-.35**	.40**	-						
7. Depresie	-.56**	-.33**	.61**	-.47**	.53**	.59**	-					
8. Anxietate	-.39**	-.22**	.44**	-.31**	.36**	.56**	.59**	-				
9. Stres	-.56**	-.38**	.58**	-.31**	.47**	.68**	.63**	.66**	-			
10. AP Liniștitor	.44**	.34**	-.42**	.38**	-.21**	-.47**	-.54**	-.29**	-.41**	-		
11. AP Activator	.33**	.28**	-.29**	.33**	-.14*	-.44**	-.39**	-.16*	-.26**	.60**	-	
12. Satisfacția cu viața	.38**	.30**	-.36**	.33**	-.13	-.36**	-.44**	-.24**	-.29**	.47**	.37**	-

Note: Sunt raportate pragurile de semnificație ajustate; ** Corelația este semnificativă la prag de .01 (2-tailed); * Corelația este semnificativă la prag de .05 (2-tailed); AP – Afect Pozitiv

3. 3. 3. 2. Modelarea ecuațiilor structurale

3. 3. 3. 2. 1. Primul model: Autocompasiunea mediază efectele.

Pentru a analiza potrivirea primului model la date, în care autocompasiunea a fost propusă ca mediator al relațiilor dintre mindfulness și outcome-uri clinice și dintre atitudinile disfuncționale și outcome-uri clinice, au fost efectuate o serie de (șapte) teste de modelare a ecuațiilor structurale pentru diferite outcome-uri clinice (patru pentru distresul emoțional și trei pentru bunăstare). În toate cazurile, am constatat că autocompasiunea a fost un mediator semnificativ (adică, efectele indirecte ale lui mindfulness și ale atitudinilor disfuncționale au fost semnificative în toate cazurile).

Tabel 2 Efectele directe și indirecte standardezate pentru primul model

Predictor	Tipul Efectului	Outcome	Efect Standardizat	95% CI	
				LL	UL
Mindfulness	Direct	Autocompasiune	.442**	.296	.574
Atitudini Disfuncționale	Direct	Autocompasiune	-.370**	-.485	-.248
Autocompasiune	Direct	Afect Negativ	-.546**	-.649	-.427
Autocompasiune	Direct	Depresie	-.562**	-.655	-.460
Autocompasiune	Direct	Anxietate	-.399**	-.526	-.259
Autocompasiune	Direct	Stres	-.566**	-.664	-.453
Autocompasiune	Direct	Afect Pozitiv Liniștitor	.446**	.321	.562
Autocompasiune	Direct	Afect Pozitiv Activator	.332**	.206	.455
Autocompasiune	Direct	Satisfacția cu Viața	.384**	.243	.514
Mindfulness	Indirect	Afect Negativ	-.241**	-.331	-.153
Mindfulness	Indirect	Depresie	-.248**	-.339	-.159
Mindfulness	Indirect	Anxietate	-.176**	-.263	-.097
Mindfulness	Indirect	Stres	-.250**	-.341	-.163
Mindfulness	Indirect	Afect Pozitiv Liniștitor	.197**	.114	.289
Mindfulness	Indirect	Afect Pozitiv Activator	.147**	.074	.235
Mindfulness	Indirect	Satisfacția cu Viața	.169**	.086	.262

Atitudini Disfuncționale	Indirect	Afect Negativ	.202**	.122	.291
Atitudini Disfuncționale	Indirect	Depresie	.208**	.126	.294
Atitudini Disfuncționale	Indirect	Anxietate	.147**	.080	.229
Atitudini Disfuncționale	Indirect	Stres	.209**	.127	.298
Atitudini Disfuncționale	Indirect	Afect Pozitiv Liniștitor	-.165**	-.237	-.100
Atitudini Disfuncționale	Indirect	Afect Pozitiv Activator	-.123**	-.179	-.071
Atitudini Disfuncționale	Indirect	Satisfacția cu Viață	-.142**	-.209	-.080

Notes: ** Regresia este semnificativă la prag de .01 level; CI Confidence Interval; LL Lower Limit; UL Upper Limit

În concordanță cu ipotezele noastre, mindfulness și atitudinile disfuncționale au avut un efect asupra tuturor indicatorilor de distres psihologic (adică afectul negativ, depresia, anxietatea și stresul) și asupra tuturor indicatorilor de bunăstare (adică afectul pozitiv liniștitor, afectul pozitiv activator și satisfacția cu viața) prin intermediul autocompasunii. Cu alte cuvinte, niveluri mai ridicate de mindfulness au dus la îmbunătățirea stării de bine și la reducerea distresului prin intermediul unor îmbunătățiri ale autocompasunii, iar niveluri mai ridicate de atitudini disfuncționale au dus la niveluri mai ridicate de distres psihologic și niveluri mai scăzute de bunăstare prin reducerea autocompasunii. Pentru toate efectele directe și indirecte, consultați Tabelul 2. Figura 1 prezintă primul model pentru afectul negativ cu ponderile de regresie standardizate.

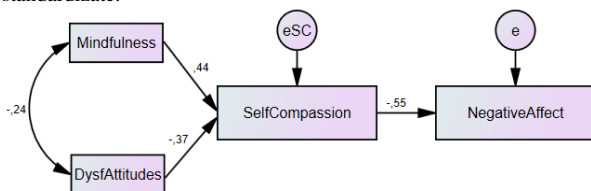


Fig. 1 Precizarea afectului negativ mediat de autocompasune

Am examinat, de asemenea, potrivirea primului model pentru toate rezultatele clinice (Tabelul 3). Indicii de potrivire (GFI și CFI) au indicat o potrivire bună a modelului pentru majoritatea rezultatelor, iar SRMR a indicat, de asemenea, o rată de eroare scăzută. Cu toate acestea, pentru depresie, CFI și SRMR au fost în afara intervalului acceptabil.

Tabel 3 Potrivirea modelului propus la date pentru diferite outcome-uri clinice

Outcome	CMIN	DF	CMIN/DF	GFI	CFI	SRMR
Afect Negativ	8.33	2	4.16	.977	.962	.049
Depresie	38.44	2	19.22	.910	.820	.100
Anxietate	11.71	2	5.85	.969	.930	.063
Stres	14.13	2	7.06	.963	.932	.063
Afect Pozitiv Liniștitor	6.87	2	3.43	.981	.966	.047
Afect Pozitiv Activator	7.12	2	3.56	.980	.959	.050
Satisfacția cu Viață	5.707	2	2.85	.984	.972	.044

3. 3. 3. 2. 2. Al doilea model: Self-coldness mediază efectele.

Pentru a analiza potrivirea celui de-al doilea model la date, în care self-coldness și self-warmth au fost propuse separat ca mediatori ai relațiilor dintre mindfulness și rezultatele clinice, și dintre atitudinile disfuncționale și rezultatele clinice, am efectuat, de asemenea, o serie de modelări ale ecuațiilor structurale

pentru diferite rezultate clinice. Efectele indirecte ale mindfulness și atitudinilor disfuncționale au fost semnificative în toate cazurile (Tabelul 4).

Tabel 4 Efecte indirecte standardizate pentru al doilea model

Predictor	Tipul Efectului	Outcome	Efecte Standardizate	95% CI	
				LL	UL
Mindfulness	Indirect	Afect Negativ	-.229**	-.318	-.141
Mindfulness	Indirect	Depresie	-.235**	-.328	-.147
Mindfulness	Indirect	Anxietate	-.166**	-.251	-.086
Mindfulness	Indirect	Stres	-.241**	-.331	-.153
Mindfulness	Indirect	Afect Pozitiv Liniștitor	.195**	.113	.287
Mindfulness	Indirect	Afect Pozitiv Activator	.148**	.074	.237
Mindfulness	Indirect	Satisfacția cu Viață	.168**	.086	.263
Atitudini Disfuncționale	Indirect	Afect Negativ	.293**	.209	.382
Atitudini Disfuncționale	Indirect	Depresie	.309**	.232	.390
Atitudini Disfuncționale	Indirect	Anxietate	.227**	.146	.314
Atitudini Disfuncționale	Indirect	Stres	.278**	.190	.374
Atitudini Disfuncționale	Indirect	Afect Pozitiv Liniștitor	-.185**	-.267	-.098
Atitudini Disfuncționale	Indirect	Afect Pozitiv Activator	-.116**	-.193	-.036
Atitudini Disfuncționale	Indirect	Satisfacția cu Viață	-.153**	-.233	-.071

Notes: ** Regresia este semnificativă la prag de .01; CI Confidence Interval; LL Lower Limit; UL Upper Limit

În concordanță cu ipoteza noastră, atitudinile disfuncționale au avut un efect direct doar asupra lui self-coldness ($B = .504, p < .01$), dar nu și asupra lui self-warmth ($B = -.082, p > .05$). Cu toate acestea, contrar ipotezei noastre, mindfulness a fost un predictor semnificativ pentru ambele, un predictor pozitiv al lui self-warmth ($B = .399, p < .01$), și un predictor negativ al lui self-coldness ($B = -.383, p < .01$). Efectele directe ale lui mindfulness și ale atitudinilor disfuncționale asupra self-warmth și asupra self-coldness sunt prezentate în Figura 2 și Tabelul 5.

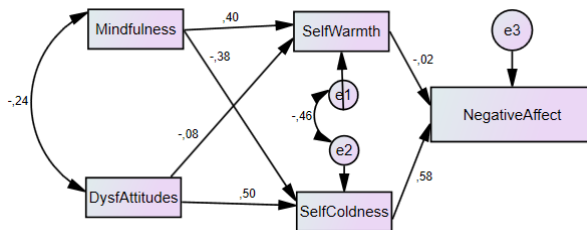


Fig. 2 Precizarea afectului negativ prin self-warmth și self-coldness

Covarianța și corelația dintre erorile pentru self-warmth și self-coldness au fost, de asemenea, semnificative ($r = -.460$; 95% CI = $-.565$ la $-.343$; $p < 0.01$). Modelul al doilea este prezentat în Figura 2 pentru afectul negativ.

Tabel 5 Efecte directe standardizate pentru al doilea model

Predictor	Tipul Efectului	Outcome	Efecte Standardizate	95% CI	
				LL	UL
Mindfulness	Direct	Self-Warmth	.399**	.232	.546
Mindfulness	Direct	Self-Coldness	-.383**	-.497	-.257
Atitudini Disfuncționale	Direct	Self-Warmth	-.082	-.233	.066
Atitudini Disfuncționale	Direct	Self-Coldness	.504**	.397	.600
Self-warmth	Direct	Afect Negativ	-.018	-.179	.139
Self-warmth	Direct	Depresie	.000	-.146	.148
Self-warmth	Direct	Anxietate	.020	-.127	.173

Self-warmth	Direct	Stres	-.089	-.232	.060
Self-warmth	Direct	Afect Pozitiv Liniștitor	.161*	-.017	.340
Self-warmth	Direct	Afect Pozitiv Activator	.176*	.001	.350
Self-warmth	Direct	Satisfacția cu Viață	.152	-.015	.319
Self-coldness	Direct	Afect Negativ	.579**	.449	.699
Self-coldness	Direct	Depresie	.612**	.508	.718
Self-coldness	Direct	Anxietate	.452**	.312	.583
Self-coldness	Direct	Stres	.537**	.410	.661
Self-coldness	Direct	Afect Pozitiv Liniștitor	-.340**	-.487	-.176
Self-coldness	Direct	Afect Pozitiv Activator	-.202**	-.367	-.032
Self-coldness	Direct	Satisfacția cu Viață	-.280**	-.434	-.114

Notes: ** Regresia este semnificativă la prag de .01; * Regresia este semnificativă la prag de .05; CI Confidence Interval; LL Lower Limit; UL Upper Limit

Testând separat efectele lui self-warmth și self-coldness asupra diferitelor outcome-uri, rezultatele au arătat că self-coldness a fost mai relevant în toate cazurile (nu numai pentru indicatorii de distress emoțional, ci și pentru indici de bunăstare). Efectele directe ale lui self-warmth și self-coldness asupra diferiților indicatori de bunăstare și distress sunt prezentate în Tabelul 5.

Evaluând potrivirea celui de-al doilea model pentru toate outcome-uri clinice (Tabelul 6), am constatat că indicatorii de potrivire (GFI și CFI) au indicat o bună potrivire a modelului pentru toate outcome-urile (inclusiv depresia), iar SRMR a indicat, de asemenea, un nivel scăzut de eroare.

Tabel 6 Potrivirea modelului al doilea la date

Outcome	CMIN	DF	CMIN/DF	GFI	CFI	SRMR
Afect Negativ	2.51	2	1.256	.994	.998	.019
Depresie	26.10	2	13.05	.947	.921	.060
Anxietate	6.44	2	3.22	.986	.982	.035
Stres	8.20	2	4.10	.982	.978	.034
Afect Pozitiv Liniștitor	6.79	2	3.39	.985	.980	.038
Afect Pozitiv Activator	7.21	2	3.60	.984	.977	.041
Satisfacția cu Viață	6.07	2	3.03	.987	.982	.037

3. 3. 4. Discuții

Studiul de față a avut ca scop testarea potrivirii a două modele propuse pentru relația dintre atitudinile disfuncționale, mindfulness, autocompasiunea (și cele două componente ale autocompasiunii) și diverși indicatori de distress și bunăstare. În primul model, rolul de mediere al autocompasiunii a fost testat pentru relația dintre mindfulness și diverse outcome-uri clinice, precum și pentru relația dintre atitudinile disfuncționale și aceste rezultate clinice. În cel de-al doilea model, am examinat separat rolul de mediere al lui self-warmth și al lui self-coldness în aceste relații.

Întărind rezultatele anterioare (Hassani et al., 2021; Mak et al., 2021; Makadi & Koszycki, 2020; Liu et al., 2022; Sedighimorani et al., 2019; Xavier et al., 2023; Yang et al., 2022), ipotezele noastre pentru primul model au fost confirmate, ceea ce înseamnă că mindfulness a dus la o creștere a bunăstării și la o scădere a distressului emoțional prin intermediul autocompasiunii, iar atitudinile disfuncționale au dus la o scădere a bunăstării și la o creștere a distressului emoțional prin intermediul autocompasiunii. În majoritatea cazurilor, primul model a oferit o potrivire excelentă cu datele, depresia fiind o excepție. Atunci când am investigat care dintre relațiile care nu sunt reprezentate în model ar putea crește gradul de potrivire a modelului, am descoperit că atitudinile disfuncționale nu numai că duc la depresie prin intermediul autocompasiunii, dar o și afectează în mod direct. Acest lucru nu este surprinzător, având în vedere că Scala Atitudinilor Disfuncționale (Weissman & Beck, 1978) a fost dezvoltată în mod special pentru a măsura atitudinile disfuncționale întâlnite în depresie.

Pe baza teoriei lui Gilbert (2009a, 2009b, 2014) și a constatărilor privind importanța relativă ale lui self-coldness și self-warmth în predicția indicatorilor de distress și bunăstare (Chio et al., 2021; Liu et al., 2022; Mak et al., 2021; Muris & Petrocchi, 2016), în cel de-al doilea model am testat rolul de mediere al acestor două componente ale autocompasiunii (adică, self-coldness și self-warmth) separat. Acest model a arătat o bună potrivire a datelor pentru toate rezultatele clinice (inclusiv depresia).

Ipoteza noastră că atitudinile disfuncționale ar influența rezultatele clinice, în special prin intermediul lui self-coldness, bazată pe rezultatele lui Liu și ale colegilor (2022), a fost confirmată. Am constatat un efect direct al atitudinilor disfuncționale numai asupra lui self-coldness (nu și asupra lui self-warmth) și efecte indirecte semnificative asupra tuturor rezultatelor. Acest lucru implică faptul că atitudinile disfuncționale conduc la o scădere a bunăstării și la o creștere a distresului emoțional prin self-coldness. Constatările noastre neașteptate conform cărora mindfulness a avut un efect indirect asupra rezultatelor clinice (inclusiv asupra indicatorilor de bunăstare), în multe cazuri doar prin intermediul lui self-coldness, pot fi explicate prin faptul că self-warmth nu are un efect direct asupra acestor indicatori clinici (că defapt mindfulness a avut un efect direct similar atât asupra lui self-warmth, cât și asupra lui self-coldness).

Pe baza rezultatelor meta-analizelor (Chio et al., 2021; Muris & Petrocchi, 2016), ne așteptăm ca self-coldness să aibă o putere de predicție mai mare decât self-warmth în precizarea diversilor indicatori de distres (adică afectul negativ, depresia, anxietatea, stresul), dar că self-warmth să aibă o putere de predicție mai mare decât self-coldness în precizarea diversilor indicatori de bunăstare (adică afectul pozitiv liniștitor, afectul pozitiv activator, satisfacția cu viața). Cu toate acestea, rezultatele noastre au arătat că, atunci când controlăm covarianța dintre cele două componente, atunci când testăm relațiile într-un singur model, self-coldness are, de asemenea, o importanță mai mare și în ceea ce privește indicatorii de bunăstare. Dacă ar fi să ne bazăm concluziile doar pe testul de corelație (Tabelul 1), am trage concluzii complet diferite. Deși, în modelul nostru, self-warmth nu a afectat niciunul dintre indicatorii de distres, corelațiile dintre ele au fost semnificative în toate cazurile. Mai mult, doar pe baza analizelor de corelație, relațiile dintre self-warmth și indicatorii de bunăstare au fost similare cu relațiile dintre self-coldness și indicatorii de bunăstare. Aceste rezultate indică necesitatea de a testa aceste relații cu ajutorul lui SEM.

3. 4. Eficacitatea Trainingului Minții Compasionale (CMT) Pentru Sporirea Bunăstării și Reducerea Distresului în Rândul Studenților Universitari⁵

3. 4. 1. Introducere

Studenții universitari au raportat un nivel redus de bunăstare și un grad sporit de distres psihologic în comparație cu comunitatea generală (Bore et al., 2016; Larcombe et al., 2016; Regehr et al., 2013). O modalitate promițătoare de a-i ajuta pe studenți să își gestioneze distresul este cultivarea autocompasiunii (Dundas et al., 2017; Mantelou & Karakasidou, 2017). Cu toate acestea, se pare că intervențiile de autocompasiune utilizate în mod obișnuit în rândul studenților universitari, cum ar fi exercițiile de scriere autocompasiunală, prezintă beneficii reduse pentru sporirea autocompasiunii în comparație cu eficiența lor generală (Ferrari et al., 2019). Prin urmare, este important să se dezvolte și să se adapteze intervențiile potrivite pentru ei, ceea ce ar putea avea un succes mai mare în dezvoltarea autocompasiunii, în îmbunătățirea bunăstării și în ameliorarea distresului. O direcție promițătoare în această încercare este Trainingul Minții Compasionale (Compassionate Mind Training - CMT; Irons & Heriot-Maitland, 2021), o intervenție de grup desfășurată față în față și bazată pe principiile Terapiei Centrate pe Compasiune (Compassion-Focused Therapy - CFT; Gilbert 2009a, 2009b, 2014).

Trainingul Minții Compasionale (Compassionate Mind Training - CMT; Irons & Heriot-Maitland, 2021) este un program de grup, de 8 ședințe, desfășurate în ședințe de 2.5 ore în mod săptămânal. Programul are în vedere o bază teoretică solidă și cuprinde exerciții scrise, imaginative, meditative și bazate pe corp (Gilbert 2009a, 2009b, 2014). Rezultatele investigațiilor preliminare arată că CMT este o intervenție fezabilă și eficientă pentru cultivarea stării de bine și reducerea distresului în cazul populației generale (Irons & Heriot-Maitland, 2021; Matos et al., 2017). Constatările au evidențiat, de asemenea, importanța îmbunătățirii autocompasiunii pentru creșterea generală a stării de bine și scăderea distresului psihologic (Irons & Heriot-Maitland, 2021; Matos et al., 2022). Beaumont și Martin (2016) au subliniat importanța dezvoltării autocompasiunii și a compasiunii față de ceilalți în cazul studenților, viitori terapeuți, folosind Trainingul Minții Compasionale. Beaumont și colaboratorii (2021) au adoptat o abordare mixtă, utilizând tehnici calitative și cantitative pentru a investiga eficacitatea unei intervenții CMT de 12 săptămâni pentru diverși outcome-uri în cazul studenților care urmăresc cariere în profesii de tip ajutător.

⁵Acest studiu a fost trimis pentru publicare și este în curs de lectorare. Versiunea actuală reprezintă o adaptare prescurtată a manuscrisului trimis.

Póka, T., & Barta, A. (2023). The effectiveness of Compassionate Mind Training (CMT) for Undergraduate Students. [Manuscript submitted for publication]

Constatările lor au demonstrat, de asemenea, rezultate promițătoare în ceea ce privește fezabilitatea și eficiența intervenției în cadrul unui context academic. Cu toate acestea, merită remarcat faptul că acest studiu s-a concentrat în primul rând pe autocompasiune și autocritică și nu a cuprins outcome-uri clinice (cum ar fi afectul negativ, depresia, anxietatea, stresul, etc.) sau indicatori de bunăstare (cum ar fi afectul pozitiv, satisfacția cu viața, etc.).

3.4.1.1. Obiective

Obiectivul principal al studiului de față a fost acela de a investiga eficacitatea Trainingului Mîinii Compasionale pentru studenții universitari, furnizat într-un context academic, pentru a le crește starea de bine și a le reduce distresul. Outcome-urile primare examinate cuprind afectul negativ și afectul pozitiv liniștitor. Outcome-urile secundare includ alți indicatori de distres (adică depresie, anxietate și stres), precum și indicatori de bunăstare (adică afecte pozitive activatoare și satisfacția cu viața). Am urmărit, de asemenea, să explorăm căile care duc la efectele intervenției folosind analize de mediere.

Cercetătorii (Goldsmith et al., 2018; Maxwell et al., 2011) au argumentat și au demonstrat matematic că analizele de mediere transversale nu respectă ordinea temporală implicită sugerată de mediere, recomandând, ca medierea să fie examinată prin intermediul modelelor longitudinale de ecuații structurale, controlând natura lor autoregresivă. Maxwell și colegii săi (2011) au demonstrat, de asemenea, că analizele transversale pot indica existența unui efect indirect semnificativ chiar dacă efectul indirect longitudinal se dovedește a fi zero.

În concordanță cu aceste argumente, studiul de față a urmărit să exploreze rolurile de mediere longitudinală ale autocompasiunii și ale atitudinilor disfuncționale în ceea ce privește beneficiile clinice obținute în urma intervenției, concentrându-se în special pe outcome-urile primare: afectul negativ și afectul pozitiv liniștitor. Meta-analizele au evidențiat, de asemenea, importanța distincției dintre self-warmth (dimensiuni pozitive ale autocompasiunii, comportamente pline de compasiune) și self-coldness (dimensiuni negative ale autocompasiunii, comportamente lipsite de compasiune) (Chio et al., 2021; Muris și Petrocchi, 2016). Această diferențiere se aliniază cu principiile modelului de terapie centrată pe compasiune (Gilbert, 2009a, 2009b, 2014). În consecință, ne propunem, de asemenea, să investigăm rolurile de mediere longitudinală ale lui self-warmth și self-coldness în mod separat.

3.4.1.2. Ipoteze

Pe baza literaturii de specialitate, era de așteptat ca implementarea Trainingului Mîinii Compasionale să reducă afectul negativ al studenților și să îmbunătățească afectul pozitiv liniștitor al acestora. În urma intervenției, s-a anticipat că studenții aparținând grupului de intervenție vor raporta niveluri mai scăzute de afect negativ și niveluri mai ridicate de afect pozitiv liniștitor în comparație cu cei din grupul de control. În plus, conform ipotezelor noastre, acest program va duce la îmbunătățirea autocompasiunii, a lui self-warmth și a altor indicatori de bunăstare, cum ar fi afectul pozitiv de activare și satisfacția cu viața. În mod concomitent, am emis ipoteza că ar duce la o reducere a lui self-coldness, al atitudinilor disfuncționale și al altor indicatori de distres, incluzând depresia, anxietatea și stresul.

În cele din urmă, am prezis că efectele intervenției asupra afectului negativ și afectului pozitiv liniștitor vor fi mediate de autocompasiune. Astfel, ca Trainingul Mîinii Compasionale va duce la reducerea afectelor negative și la o creștere a afectelor pozitive liniștitoare prin creșterea autocompasiunii, în special prin remedierea lui self-coldness.

3.4.2. Metode

3.4.2.1. Participanți

Participanții studiului au fost studenți din anul II al studiilor de licență. Măsurătorile inițiale au fost realizate de 124 de studenți, dintre care 67 făceau parte din grupul CMT fiind studenți la psihologie, în timp ce 57 aparțineau grupului de control și urmau studii la alte specializări. Dintre aceștia, 66 de studenți au finalizat toate măsurătorile ($n = 45$ din grupul CMT și $n = 21$ din grupul de control), prin urmare, rezultatele sunt prezentate pe baza datelor acestora. Majoritatea participanților au fost autoidentificate ca fiind de sex feminin, reprezentând peste 80% din total. În mod notabil, rata generală de abandon a fost de 46.77%, cu o rată de abandon comparativ mai mică observată în grupul CMT (32.83%) spre deosebire de rata de 63.15% a grupului de control.

3. 4. 2. 2. Instrumente

3. 4. 2. 2. 1. *Autocompasiune, self-warmth, și self-coldness.*

Autocompasiunea, self-warmth, și self-coldness au fost măsurate folosind Self-Compassion Scale – Short Form (SCS-SF; Raes et al., 2011), versiunea cu 12 itemi a scării originale de Self-Compassion Scale (SCS; Neff, 2003b). Scala a avut consistență internă acceptabilă în măsurarea autocompasiunii ($\alpha = .762$) și a lui self-coldness ($\alpha = .752$), în timp ce pentru self-warmth consistența internă a fost mai redusă ($\alpha = .645$).

3. 4. 2. 2. 2. *Depresie, anxietate și stres.*

Nivelele de depresie, anxietate și stres au fost măsurate folosind versiunea cu 21 de itemi a instrumentului Depression Anxiety Stress Scale (DASS-21; Lovibond & Lovibond, 1995). În studiul de față, DASS-21 a demonstrat consistență internă bună pentru depresie ($\alpha = .875$), și acceptabilă pentru subscăli care măsoară anxietatea ($\alpha = .770$) și stres ($\alpha = .771$).

3. 4. 2. 2. 3. *Afect negativ.*

Pentru măsurarea afectului negativ am folosit versiunea maghiară și scurtată (12 itemi) a Profilul Distresului Emoțional (PDE; Opriș & Macavei, 2005). Scala a avut o consistență internă foarte bună în eșantionul nostru ($\alpha = 0.89$).

3. 4. 2. 2. 4. *Afect pozitiv liniștitor și activator.*

Cele două tipuri de afecte pozitive, adică afectul pozitiv liniștitor și afectul pozitiv activator au fost măsurate folosind instrumentul Types of Positive Affect Scale (Gilbert et al., 2008). Bazat pe indicatori Cronbach's alpha, subscala pentru măsurarea afectul pozitiv liniștitor a avut consistență internă mai scăzută ($\alpha = .604$), însă subscala care măsoară afectul pozitiv activator, a avut consistență internă acceptabilă ($\alpha = .759$).

3. 4. 2. 2. 5. *Atitudini disfuncționale.*

Pentru măsurarea atitudinilor disfuncționale am folosit versiunea maghiară a instrumentului Dysfunctional Attitude Scale (DAS; Kopp, 1985; Weissman & Beck, 1978), având consistență internă bună pentru acest eșantion ($\alpha = .833$).

3. 4. 2. 2. 6. *Satisfacția cu viață.*

Pentru măsurarea satisfacției cu viață am folosit instrumentul Satisfaction With Life Scale (SWLS; Diener et al., 1985; Martos et al., 2014). În studiul nostru consistența internă bună a scalei a fost confirmată ($\alpha = .802$).

3. 4. 2. 3. Procedura și design

Utilizând un design intervențional, acest studiu a urmat o alocare paralelă ne-randomizată implicând evaluări multiple, mai exact o structură de 2 (grup: intervenție, control pasiv) ori 4 (timp: T1: nivel de bază, T2: test la mijlocul programului, T3: post-test, T4: follow-up la trei luni). Procesul de colectare a datelor s-a desfășurat online, utilizând Google Forms la fiecare dintre cele patru momente de timp (T1: începutul lunii octombrie 2022, T2: mijlocul lunii noiembrie 2022, T3: mijlocul lunii ianuarie 2023 și T4: mijlocul lunii aprilie 2023). Outcome-urile principale de măsurare au cuprins afectul negativ și afectul pozitiv liniștitor. Outcome-urile secundare au inclus diverși indicatori de distres (cum ar fi depresia, anxietatea și stresul) și bunăstare (cum ar fi afectul pozitiv activator și satisfacția cu viața). În plus, studiul a evaluat și potențiale mecanisme, adică autocompasiunea, self-coldness, self-warmth și atitudini disfuncționale.

Grupul de intervenție a fost format din studenți la psihologie din anul doi, în timp ce grupul de control a fost format din studenți din anul doi de la alte specializări, egali din punct de vedere al vârstei și al genului declarat. Nu a fost administrată nici o intervenție pentru grupul de control (control pasiv). Acest studiu pragmatic a fost realizat pentru a evalua fezabilitatea și eficacitatea Trainingului Mîinii Compasionale în cadrul unui mediu academic, reflectând circumstanțe din lumea reală. Trainingul Mîinii Compasionale (Compassionate Mind Training - CMT) pentru studenți reprezintă un program de grup de 12 întâlniri, fiecare având o durată de aproximativ 2 ore, inclusiv o pauză de zece minute la mijlocul programului. Această intervenție a fost dezvoltată pornind de la protocoalele și manualele existente pentru cultivarea mîinii compasionale (Beaumont & Martin, 2016; Gilbert, 2009b; Irons & Beaumont, 2017; Irons & Heriot-Maitland, 2021).

3. 4. 2. 4. Analiza datelor

Analizele preliminare și evaluarea impactului intervenției asupra rezultatelor primare, a rezultatelor secundare și a mecanismelor potențiale au fost efectuate cu ajutorul software-ului SPSS 20. Au fost efectuate analize ANOVA mixte și analize ANCOVA mixte, urmate de teste post-hoc Sidak. Mărimile efectului au fost cuantificate utilizând eta pătrat parțial (η_p^2) și Cohen's d , în care valorile $\eta_p^2 = .14$ și $d = .8$ corespund unei mărimi mari a efectului, $\eta_p^2 = .06$ și $d = .5$ denotă o mărime medie a efectului, iar $\eta_p^2 = .01$ și $d = .2$ indică o mărime mică a efectului (Cohen, 2013; Tabachnick & Fidell, 2013). Pentru a examina efectele de mediere, a fost utilizată modelarea ecuațiilor structurale (SEM) cu ajutorul software-ului SPSS AMOS 20, utilizând estimarea Maximum Likelihood (ML). Metoda bootstrap a fost aplicată pentru a evalua efectele indirecte longitudinale, generând 5000 de eșantioane, cu interval de încredere de 95%. Semnificația efectelor a fost determinată pe baza faptului dacă intervalele de încredere derivate din analiza bootstrap excludeau zero (Hayes, 2018; Preacher & Hayes, 2004).

3. 4. 3. Rezultate

3. 4. 3. 1. Analize preliminare

Pe baza skewness și kurtosis, toate variabilele investigate au prezentat o distribuție normală în fiecare moment de timp. Statisticile descriptive pentru ambele grupuri pe parcursul fiecărui stadiu de timp sunt prezentate în Tabelul 1.

Tabel 1 Statistica descriptivă

	T1 <i>M (SD)</i>		T2 <i>M (SD)</i>		T3 <i>M (SD)</i>		T4 <i>M (SD)</i>	
	CMT (<i>n</i> = 45)	Control (<i>n</i> = 21)	CMT (<i>n</i> = 45)	Control (<i>n</i> = 21)	CMT (<i>n</i> = 45)	Control (<i>n</i> = 21)	CMT (<i>n</i> = 45)	Control (<i>n</i> = 21)
Afect negativ	36.64 (9.36)	30.14 (9.76)	31.37 (9.72)	28.90 (8.62)	30.53 (8.38)	32.09 (9.54)	28.02 (9.43)	30.95 (12.47)
Depresie	15.51 (10.43)	9.71 (9.25)	11.2 (8.79)	10.19 (6.86)	7.51 (6.70)	11.04 (8.52)	7.95 (7.77)	12.09 (8.25)
Anxietate	16.53 (8.74)	16.57 (11.59)	15.11 (9.32)	14.00 (11.91)	11.82 (7.97)	14.19 (12.61)	10.13 (7.83)	13.52 (12.13)
Stres	24.4 (8.41)	16.76 (7.68)	20.75 (8.99)	19.14 (10.89)	18.93 (10.05)	20.66 (11.52)	15.77 (8.23)	19.14 (10.66)
Afect pozitiv liniștitor	13.95 (2.13)	14.52 (3.29)	14.51 (2.62)	14.85 (2.30)	14.40 (2.60)	14.14 (2.63)	15.17 (2.48)	14.19 (3.85)
Afect pozitiv activator	26.00 (5.58)	26.80 (4.42)	24.84 (4.91)	26.23 (5.30)	25.04 (5.83)	24.14 (7.09)	27.02 (5.12)	24.95 (6.05)
Satisfacția cu viață	24.4 (8.41)	25.90 (6.01)	24.55 (5.57)	25.47 (5.83)	25.26 (5.70)	25.42 (4.92)	25.86 (6.12)	25.42 (4.92)
Autocompasune	2.82 (.55)	3.07 (.69)	3.19 (.65)	3.05 (.60)	3.50 (.50)	3.13 (.58)	3.43 (.61)	3.11 (.77)
Self-Coldness	3.68 (.68)	3.11 (.85)	3.22 (.72)	3.19 (.73)	2.93 (.72)	3.00 (.65)	2.92 (.74)	3.11 (.82)
Self-Warmth	3.33 (.64)	3.26 (.76)	3.60 (.72)	3.30 (.59)	3.94 (.51)	3.26 (.63)	3.79 (.68)	3.34 (.85)
Atitudini disfuncționale	-8.88 (13.83)	-3.90 (17.70)	-12.42 (15.05)	-6.61 (16.26)	-21.35 (14.76)	-6.57 (19.74)	-20.13 (14.09)	-3.95 (21.06)

În timpul evaluării inițiale, nu s-au constatat diferențe între persoanele care au completat cu succes toate chestionarele ($n = 66$) și cele care nu au completat toate chestionarele ($n = 58$). Cu toate acestea, la examinarea distincțiilor în variabile la nivel de bază între grupul CMT și grupul de control, au apărut discrepanțe notabile în patru dintre ele.

Tabel 2 Diferențe dintre grupul CMT și grupu de control la nivel de bază

Variabila	Grupul CMT (<i>n</i> = 45)		Grupul de control (<i>n</i> = 21)		<i>t</i> (64)	<i>p</i>	Cohen's <i>d</i>
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>			
Vârsta	20.17	1.54	20.09	.76	.23	.81	.06
Afect negativ	36.64	9.36	30.14	9.76	2.59	.01	.67
Depresie	15.51	10.43	9.71	9.25	2.17	.03	.58

Anxietate	16.53	8.74	16.57	11.59	-.01	.98	.003
Stres	24.4	8.41	16.76	7.68	3.52	.001	.94
Afect pozitiv liniștitor	13.95	2.13	14.52	3.29	-.72	.47	.20
Afect pozitiv activator	26.00	5.58	26.80	4.42	-.58	.56	.15
Satisfacția cu viață	24.4	8.41	25.90	6.01	-.99	.32	.20
Autocompasiune	2.82	.55	3.07	.69	-1.59	.11	.40
Self-Coldness	3.68	.68	3.11	.85	2.89	.005	.74
Self-Warmth	3.33	.64	3.26	.76	.35	.72	.09
Atitudini disfuncționale	-8.88	13.83	-3.90	17.70	-1.24	.21	.31

În mod specific, grupul CMT a raportat niveluri mai mari de afect negativ (diferență moderată), depresie (diferență moderată), stres (diferență mare) și self-coldness (diferență medie spre mare) în comparație cu participanții din grupul de control. Prin urmare, în ceea ce privește afectul negativ, depresia, stresul și self-coldness, au fost efectuate teste ANCOVA mixte, pentru a controla diferențele de bază dintre cele două grupuri (variabilele măsurate la momentul inițial au fost introduse în modelele noastre ca și covariate). În alte variabile măsurate, cum ar fi anxietatea, afectul pozitiv liniștitor, afectul pozitiv activator, satisfacția cu viața, autocompasiunea, self-warmth și atitudinile disfuncționale nu am găsit diferențe (pentru detalii, a se vedea Tabelul 2), prin urmare, în aceste cazuri, au fost efectuate teste ANOVA mixte.

3.4.3.2. Eficacitatea intervenției pentru outcome-uri primare

Pentru a verifica ipotezele, au fost efectuate analize ANOVA mixte cu teste post-hoc Sidak. Am testat mai întâi efectele asupra rezultatelor primare, adică afectul negativ și afectul pozitiv liniștitor.

3.4.3.2.1. Afect negativ.

În ceea ce privește afectul negativ (a se vedea Figura 1), a fost efectuat un test ANCOVA cu model mixt, pentru a controla diferențele de bază dintre cele două grupuri (afectul negativ măsurat la momentul inițial a fost introdus în modelul nostru ca o covarianță).

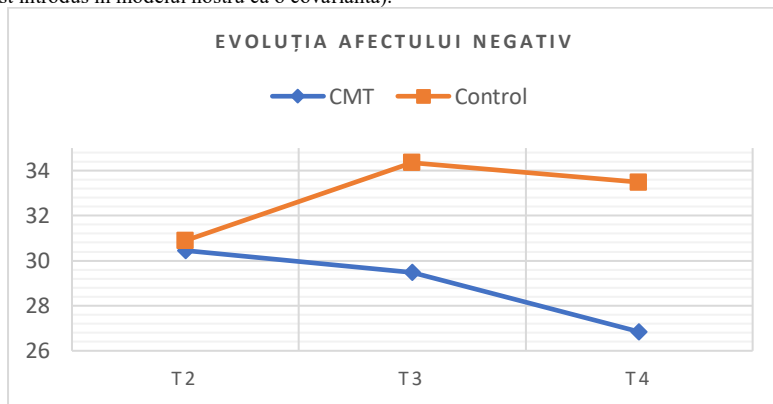


Fig. 1 Rezultatele pentru afectul negativ cu medii marginale estimate

Notes. Covariatele care apar în model sunt evaluate cu valori următoare: $T1AfectNegativ = 34.57$

Timpul nu a avut niciun efect asupra afectului negativ, $F(1,76) = .726, p = .47, \eta_p^2 = .011$ (nici atunci când am examinat independent în cadrul fiecărui grup), dar interacțiunea dintre timp și grup a avut un efect semnificativ asupra acestuia, $F(1,76) = 3.21, p = .05, \eta_p^2 = .048$. Efectul grupului asupra afectului negativ a fost, de asemenea, semnificativ, $F(1) = 4.91, p = .03, \eta_p^2 = .072$.

Comparațiile între perechi (Sidak) au evidențiat diferențe notabile cu o mărime a efectului mare între grupul CMT și grupul de control la post-test ($M_{diff} = 4.86, SE = 2.04, p = .02, d = .82$), și la follow-up de trei luni ($M_{diff} = 6.63, SE = 2.51, p = .01, d = .94$).

3.4.3.2.2. Afect pozitiv liniștitor.

În ceea ce privește afectul pozitiv liniștitor, nu au fost observate diferențe între grupuri în niciunul dintre cele patru momente de timp. Cu toate acestea, atunci când au fost examinate independent în cadrul fiecărui grup, testele multivariate au arătat că impactul timpului asupra afectului pozitiv liniștitor a fost prezent exclusiv în grupul CMT, Wilk's $\lambda = .87$, $F(3) = 2.84$, $p = .04$, $\eta_p^2 = .12$, reprezentând un efect mediu spre mare, în timp ce grupul de control nu a prezentat acest efect, Wilk's $\lambda = .96$, $F(3) = .79$, $p = .49$, $\eta_p^2 = .03$. Patternul rezultatelor este ilustrat în Figura 2.

Comparațiile între perechi (Sidak) au evidențiat diferențe notabile cu o mărime a efectului mediu în cadrul grupului CMT în ceea ce privește nivelurile de afect pozitiv liniștitor, prezentând o diferență semnificativă între evaluările de bază ($M = 13.95$, $SD = 2.13$) și cele de follow-up ($M = 15.17$, $SD = 2.48$; $M_{diff} = 1.22$, $SE = .43$, $p = .04$, $d = .52$).

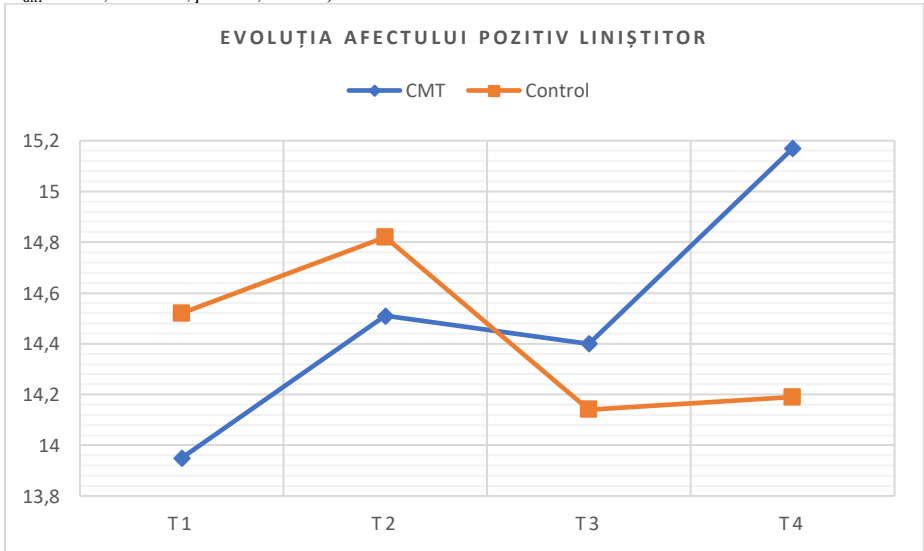


Fig. 2 Rezultatele pentru afectul pozitiv liniștitor

3.4.3.3. Eficacitatea intervenției pentru outcome-uri secundare

3.4.3.3.1. Depresie.

În ceea ce privește depresia, a fost efectuat un test ANCOVA într-un model mixt, pentru a controla diferențele inițiale dintre cele două grupuri (depresia măsurată la momentul inițial a fost introdusă în modelul nostru ca o covarianță). Am constatat un efect semnificativ al grupului asupra depresiei, $F(1) = 7.89$, $p < .01$, $\eta_p^2 = .11$. Cu toate acestea, nu a apărut niciun efect semnificativ pentru timp, $F(2) = .358$, $p = .70$, $\eta_p^2 = .006$, și nici pentru interacțiunea dintre timp și grup, $F(2) = 2.18$, $p = .11$, $\eta_p^2 = .03$.

Examinând efectul timpului separat în cadrul fiecărui grup, rezultatele au arătat că nivelurile de depresie în cadrul grupului de control au rămas constante în toate momentele de măsurare. Cu toate acestea, schimbări notabile au avut loc în cadrul grupului CMT, unde s-a observat o reducere a depresiei de la mijlocul intervenției ($M_{estimated} = 10.49$, $SE = 1.10$) până la post-test ($M_{estimated} = 7.18$, $SE = 1.08$, $M_{diff} = -3.30$, $SE = 1.29$, $p = .039$), menținându-se stabilă pe parcursul perioadei de follow-up ($M_{estimated} = 7.32$, $SE = 1.08$, $M_{diff} = .13$, $SE = 1.27$, $p = .99$). În ceea ce privește nivelurile de depresie, au apărut diferențe semnificative între grupuri la post-test cu o dimensiune medie a efectului ($M_{diff} = 4.54$, $SE = 1.96$, $p < .05$, $d = .66$) și la perioada de urmărire cu o dimensiune mare a efectului ($M_{diff} = 6.13$, $SE = 1.96$, $p < .01$, $d = .99$).

3.4.3.3.2. Anxietate.

În ceea ce privește anxietatea, a fost identificat un efect mediu semnificativ atribuit timpului, $F(3) = 5.75$, $p < .01$, $\eta_p^2 = .08$. Cu toate acestea, nici grupul, $F(1) = .30$, $p = .58$, $\eta_p^2 = .01$, nici interacțiunea dintre

timp și grup nu a prezentat un efect semnificativ, $F(3) = 1.47, p = .22, \eta_p^2 = .02$. Nu au apărut diferențe între cele două grupuri la niciunul dintre momentele de timp. Cu toate acestea, la analiza separată a modificării anxietății între cele două grupuri în parte, s-a observat o schimbare semnificativă cu o dimensiune mare a efectului exclusiv în cadrul grupului CMT, denotată de Wilk's $\lambda = .28, F(3) = 8.02, p < .01, \eta_p^2 = .28$, în timp ce în grupul de control nu a apărut o astfel de schimbare, Wilk's $\lambda = .95, F(3) = 1.04, p = .38, \eta_p^2 = .05$. În cadrul grupului CMT, nivelurile de anxietate au rămas constante de la momentul inițial ($M = 16.53, SD = 8.74$) până la mijlocul programului ($M = 15.11, SD = 9.32, M_{diff} = -1.42, SE = 1.27, p = .84$), dar au scăzut de la momentul inițial până la post-test ($M = 11.82, SD = 7.97, M_{diff} = -4.71, SE = 1.41, p < .01, d = .37$), și au rămas neschimbate de la post-test la follow-up ($M = 10.13, SD = 7.83, M_{diff} = -1.68, SE = 1.29, p = .73$).

3.4.3.3.3. Stres.

În ceea ce privește stresul, a fost efectuat un test ANCOVA cu model mixt, pentru a controla diferențele de bază dintre cele două grupuri (stresul măsurat la momentul inițial a fost introdus în modelul nostru ca o covariantă). Nu s-a constatat niciun efect semnificativ al timpului, $F(1,88) = .46, p = .61, \eta_p^2 = .007$, și nici un efect de interacțiune între timp și grup, $F(1,88) = 1.79, p = .17, \eta_p^2 = .010$, asupra stresului. Cu toate acestea, grupul a avut un efect semnificativ asupra stresului, $F(1) = 9.27, p < .01, \eta_p^2 = .128$. În ceea ce privește stresul, controlat pentru nivelurile inițiale de stres, au apărut diferențe semnificative mari între grupuri la post-test ($M_{diff} = 6.92, SE = 2.60, p = .01, d = .94$) și, de asemenea, la follow-up ($M_{diff} = 7.40, SE = 2.31, p < .01, d = 1.15$).

3.4.3.3.4. Afect pozitiv activator.

Cu toate acestea, niciunul dintre efecte nu a fost semnificativ pentru afectul pozitiv activator: nici efectul timpului, $F(2,79) = 2.38, p = .07, \eta_p^2 = .03$, nici interacțiunea dintre timp și grup, $F(2,79) = 2.49, p = .06, \eta_p^2 = .037$, nici efectul grupului, $F(1) = .02, p = .87, \eta_p^2 = .00$. Analizând modificările în timp separat pentru cele două grupuri, am constatat un efect semnificativ și mare al timpului pentru grupul CMT, Wilk's $\lambda = .86, F(3) = 3.29, p = .02, \eta_p^2 = .13$, în contrast cu grupul de control, unde nu a apărut un astfel de efect, Wilk's $\lambda = .90, F(3) = 2.06, p = .11, \eta_p^2 = .09$. Nu s-au constatat diferențe între grupuri la niciun moment de măsurare.

3.4.3.3.5. Satisfacția de viață.

În ceea ce privește satisfacția de viață, analiza noastră a indicat absența efectului timpului, $F(3) = 1.52, p = .20, \eta_p^2 = .02$, nu a fost detectat niciun efect de interacțiune între timp și grup, $F(3) = .69, p = .55, \eta_p^2 = .01$, și nu a fost identificat nici efectul grupului, $F(3) = .29, p = .59, \eta_p^2 = .01$. Nu s-au constatat diferențe între grupuri în niciunul dintre cele patru momente de măsurare, iar efectele timpului au rămas ne semnificative chiar și atunci când au fost analizate separat pentru fiecare dintre cele două grupuri.

3.4.3.4. Eficacitatea intervenției pentru mecanismele asumate

Am testat, de asemenea, eficacitatea intervenției asupra posibilelor mecanisme (autocompasiune, self-coldness, self-warmth și atitudini disfuncționale).

3.4.3.4.1. Autocompasiune.

În ceea ce privește autocompasiunea, am găsit un efect semnificativ și mare al timpului, $F(3) = 11.59, p < .01, \eta_p^2 = .15$, un efect mediu semnificativ de interacțiune între timp și grup, $F(3) = 8.27, p < .01, \eta_p^2 = .11$, dar nu am găsit efect pentru grup, $F(1) = 1.08, p = .30, \eta_p^2 = .01$. Rezultatele sunt, de asemenea, afișate în Figura 3.

Analizele multivariate au indicat un efect semnificativ al timpului cu o mărime mare a efectului exclusiv în grupul CMT, Wilk's $\lambda = .37, F(3) = 34.69, p < .01, \eta_p^2 = .62$, în timp ce în grupul de control nu a fost observat un astfel de efect, Wilk's $\lambda = .98, F(3) = .23, p = .87, \eta_p^2 = .01$. În grupul de control, nivelurile de autocompasiune au rămas constante în toate momente de măsurare. Dimpotrivă, studenții din grupul CMT au raportat o creștere a nivelurilor de autocompasiune de la nivelul de bază ($M = 2.82, SD = .55$) până la mijlocul programului ($M = 3.19, SD = .65, M_{diff} = .37, SE = .08, p < .01, d = .61$). Această tendință ascendentă a continuat de la mijlocul programului până la post-test ($M = 3.5, SD = .50, M_{diff} = .31, SE = .07, p < .01, d = .53$), iar aceste niveluri au rămas stabile de la post-test până la follow-up ($M = 3.43, SD = .61, M_{diff} = -.07, SE = .07, p = .91$). A apărut o diferență între cele două grupuri în ceea ce privește autocompasiunea la post-test ($M_{diff} = .375, SE = .140, p < .01, d = .68$), însă aceste diferențe nu au mai fost semnificative la evaluarea de follow-up ($M_{diff} = .314, SE = .176, p = .08, d = .46$).

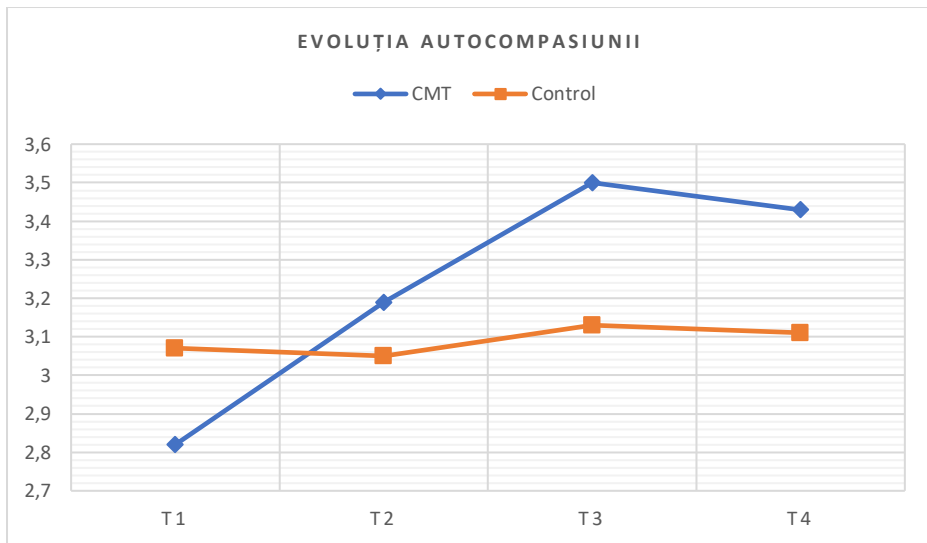


Fig. 3 Rezultate pentru autocompasie

3.4.3.4.2. Self-warmth.

Rezultatele pentru self-warmth au fost similare cu rezultatele pentru autocompasie. Au fost observate efecte medii semnificative pentru timp, $F(3) = 6.43, p < .01, \eta_p^2 = .09$, pentru interacțiunea dintre timp și grup, $F(3) = 5.77, p < .01, \eta_p^2 = .08$, și pentru grup, $F(1) = 6.18, p = .01, \eta_p^2 = .08$. În ceea ce privește nivelurile de self-warmth, au apărut diferențe semnificative mari între grupuri la post-test ($M_{\text{diff}} = .68, SE = .14, p < .01, d = 1.18$), iar la follow-up au fost observate diferențe medii ($M_{\text{diff}} = .44, SE = .19, p = .02, d = .58$). Pentru participanții din grupul de control, nivelul de self-warmth a rămas constant de-a lungul celor patru momente de măsurare, timpul neavând niciun efect (Wilk's $\lambda = .98, F(3) = .23, p = .87, \eta_p^2 = .01$), spre deosebire de grupul CMT, unde s-a constatat un efect semnificativ mare al timpului (Wilk's $\lambda = .48, F(3) = 22.02, p < .01, \eta_p^2 = .51$). Modelul de schimbare a oglindit cel al autocompasiei, cu o creștere a lui self-warmth de la nivelul de bază ($M = 3.33, SD = .64$) până la mijlocul programului ($M = 3.60, SD = .72, M_{\text{diff}} = .27, SE = .09, p = .03, d = .39$), continuând să crească de la jumătatea programului până la post-test ($M = 3.94, SD = .51, M_{\text{diff}} = .33, SE = .08, p < .01, d = .54$) și rămânând stabilă până la follow-up ($M = 3.79, SD = .68, M_{\text{diff}} = -.14, SE = .08, p = .36$).

3.4.3.4.3. Self-coldness.

Pentru self-coldness, a fost efectuat un test ANCOVA cu model mixt, pentru a controla diferențele de bază dintre cele două grupuri (self-coldness măsurat la momentul inițial a fost introdus în modelul nostru ca un covariat). Am găsit un efect semnificativ al timpului, $F(2) = 3.30, p = .04, \eta_p^2 = .05$, dar nu a fost identificat niciun efect de interacțiune între timp și grup, $F(2) = 1.97, p = .14, \eta_p^2 = .03$. Efectul de grup a fost, de asemenea, semnificativ, $F(1) = 7.93, p < .01, \eta_p^2 = .112$. În ceea ce privește self-coldness, controlat pentru nivelurile inițiale de self-coldness, au apărut diferențe semnificative între grupuri la post-test, cu o dimensiune medie a efectului ($M_{\text{diff}} = .359, SE = .168, p = .037, d = .59$) iar la follow-up am constatat diferențe mari dintre grupuri ($M_{\text{diff}} = .574, SE = .163, p < .01, d = .97$).

Examinând efectul timpului asupra lui self-coldness în mod separat în cadrul fiecărui grup, teste multivariate au arătat că impactul timpului asupra lui self-coldness a fost prezent exclusiv în grupul CMT, Wilk's $\lambda = .79, F(2) = 8.01, p = .001, \eta_p^2 = .20$, reprezentând un efect mare, în timp ce grupul de control nu a prezentat acest efect, Wilk's $\lambda = .95, F(2) = 1.46, p = .24, \eta_p^2 = .04$. Aceste rezultate înseamnă că nivelurile de self-coldness în cadrul grupului de control au rămas constante în toate punctele de timp. Cu toate acestea, au avut loc schimbări notabile în cadrul grupului CMT, unde s-a observat o reducere a lui self-coldness de la

mijlocul intervenției ($M_{estimated} = 3.13, SE = .09$) până la post-test ($M_{estimated} = 2.84, SE = .09, M_{diff} = -.29, SE = .08, p = .001$), și menținerea stabilității pe parcursul perioadei de urmărire de trei luni ($M_{estimated} = 2.80, SE = .08, M_{diff} = .03, SE = .09, p = .97$).

3.4.3.4.4. Atitudini disfuncționale.

În cele din urmă, am examinat impactul intervenției asupra atitudinilor disfuncționale. Au fost identificate efecte semnificative de mărime medie pentru timp, $F(2,79) = 6.89, p < .01, \eta_p^2 = .09$, pentru interacțiunea între timp și grup, $F(2,79) = 5.52, p < .01, \eta_p^2 = .07$, precum și pentru grup, $F(1) = 8.34, p < .01, \eta_p^2 = .11$. Comparațiile între cele două grupuri au evidențiat diferențe semnificative și mari în atitudinile disfuncționale în cursul evaluărilor post-test ($M_{diff} = 14.78, SE = 4.35, p < .01, d = .84$), și de follow-up ($M_{diff} = 16.18, SE = 4.38, p < .01, d = .90$). Efectele mari ale timpului au fost, de asemenea, observate numai în cadrul grupului CMT, Wilk's $\lambda = .56, F(3) = 16.12, p < .01, \eta_p^2 = .43$, în timp ce nu s-au observat astfel de efecte în grupul de control, Wilk's $\lambda = .97, F(3) = .55, p = .64, \eta_p^2 = .02$. Nivelurile de atitudini disfuncționale pentru participanții aparținând grupului CMT au rămas constante de la momentul inițial ($M = -8.88, SD = 13.83$) până la mijlocul programului ($M = -12.42, SD = 15.05, M_{diff} = -3.53, SE = 1.89, p = .33$), au scăzut de la mijlocul programului până la post-test ($M = -21.35, SD = 14.76, M_{diff} = -8.93, SE = 1.53, p < .01, d = .59$) și au păstrat aceeași nivel de la post-test până la follow-up ($M = -20.13, SD = 14.09, M_{diff} = 1.22, SE = 1.87, p = .98$).

3.4.3.5. Testarea mecanismelor intervenției

Pentru testarea efectelor de mediere longitudinală, am testat efectele indirecte pe baza modelului prezentat în Figura 4. Având în vedere că am constatat diferențe de bază între grupuri, am controlat, de asemenea, efectul grupului asupra variabilelor de la nivel de bază. Pe baza recomandărilor lui Goldsmith și colaboartorii (2018), în plus, am controlat covarianța contemporană între mediator și outcome.

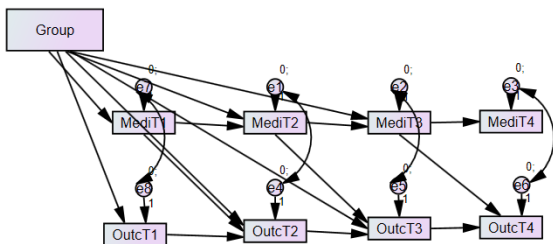


Fig. 4 Modelul testat pentru analize de mediere longitudinale

Efectul grupului asupra rezultatelor primare (afectul negativ și afectul pozitiv liniștitor) a fost examinat prin intermediul mediatorilor presupuși: autocompasune, self-coldness, self-warmth și atitudini disfuncționale. Rezultatele indică faptul că efectul indirect standardizat al grupului asupra afectului negativ, măsurat prin intermediul căilor indirecte, nu a fost semnificativ din punct de vedere statistic în niciun caz. Rezultatele detaliate pot fi găsite în Tabelul 3.

Tabel 3 Efecte indirecte standardizate pentru afectul negativ

Predictor	Mediator	Tipul efectului	Outcome	Efecte indirecte standardizate	95% CI	
					LL	UL
Grup	T2Autocompasune	Indirect	T3Afect negativ	-.06	-.22	.09
Grup	T3Autocompasune	Indirect	T4Afect Negativ	.10	-.06	.28
Grup	T2Self-coldness	Indirect	T3Afect negativ	-.07	-.22	.08
Grup	T3Self-coldness	Indirect	T4Afect Negativ	.05	-.11	.21
Grup	T2Self-warmth	Indirect	T3Afect negativ	-.08	-.24	.07

Grup	T3Self-warmth	Indirect	T4Afect Negativ	.07	-.09	.26
Grup	T2Atitudini disfuncționale	Indirect	T3Afect negativ	-.06	-.23	.11
Grup	T3Atitudini disfuncționale	Indirect	T4Afect Negativ	.06	-.12	.24

Notes: ** Regresia este semnificativă la prag de .01; CI Confidence Interval; LL Lower Limit; UL Upper Limit

Am analizat, de asemenea, efectele indirecte longitudinale asupra afectului pozitiv liniștitor. Rezultatele, care pot fi găsite în Tabelul 4, indică faptul că, în majoritatea cazurilor, efectul indirect standardizat al grupului asupra afectului pozitiv liniștitor prin intermediul căilor indirecte testate nu a fost semnificativ din punct de vedere statistic.

Tabel 4 Efecte indirecte standardizate pentru afectul pozitiv liniștitor

Predictor	Mediator	Tipul efectului	Outcome	Efect indirect standardizat	95% CI	
					LL	UL
Grup	T2Autocompasiune	Indirect	T3Afect pozitiv liniștitor	.04	-.10	.17
Grup	T3Autocompasiune	Indirect	T4Afect pozitiv liniștitor	-.11	-.25	.01
Grup	T2Self-coldness	Indirect	T3Afect pozitiv liniștitor	.04	-.11	.17
Grup	T3Self-coldness	Indirect	T4Afect pozitiv liniștitor	-.02	-.16	.08
Grup	T2Self-warmth	Indirect	T3Afect pozitiv liniștitor	.06	-.09	.20
Grup	T3Self-warmth	Indirect	T4Afect pozitiv liniștitor	-.14	-.31	.03
Grup	T2Atitudini disfuncționale	Indirect	T3Afect pozitiv liniștitor	.06	-.09	.21
Grup	T3Atitudini disfuncționale	Indirect	T4Afect pozitiv liniștitor	-.14	-.29	-.004

Notes: ** Regresia este semnificativă la .01; CI Confidence Interval; LL Lower Limit; UL Upper Limit

Singura excepție a indicat faptul că atitudinile disfuncționale măsurate la post-test au mediat efectul grupului asupra afectelor pozitive liniștitoare la follow-up-ul de trei luni ($\beta = -.14$, 95%CI = $[-.29; -.004]$). Acest lucru sugerează că influența grupului asupra afectului pozitiv liniștitor, măsurat la follow-up, poate fi parțial explicată de atitudinile disfuncționale măsurate la post-test.

3. 4. 4. Discuții

3. 4. 4. 1. Eficacitatea intervenției

Studiul actual a avut ca scop evaluarea eficacității unei adaptări maghiare a Trainingului Mîinii Compasionale în cadrul unui studiu pragmatic desfășurat într-un context academic, vizând bunăstarea și distresul studenților universitari. Ne-am concentrat pe evaluarea impactului acestuia asupra a două outcome-uri cheie: afectul negativ și afectul pozitiv liniștitor. În concordanță cu constatările anterioare (Beaumont et al., 2021; Irons & Heriot-Maitland, 2021; Matos et al., 2017; Matos et al., 2022), rezultatele noastre demonstrează eficacitatea intervenției în îmbunătățirea afectivității. În ceea ce privește afectul negativ, a fost efectuat un test ANCOVA cu model mixt, pentru a controla diferențele de bază dintre cele două grupuri. Am constatat diferențe mari între grupul CMT și grupul de control la post-test și, de asemenea, la follow-up de 3 luni. Mai mult, am identificat un efect mediu spre mare al timpului și pentru îmbunătățirea afectului pozitiv liniștitor în cazul participanților aparținând grupului CMT. Cu toate acestea, este demn de remarcat faptul că nu am găsit diferențe semnificative între grupurile de intervenție și cele de control la niciunul dintre momentele de evaluare ceea ce privește afectul pozitiv liniștitor. Acest lucru poate fi atribuit, în parte, și unor limitări ale puterii statistice.

Așa cum era de așteptat, rezultatele noastre subliniază eficacitatea acestei intervenții și în ceea ce privește outcome-urile secundare, în special cele legate de indicatorii de distress, cum ar fi depresia, anxietatea și stresul. Cu toate acestea, rezultatele pentru indicatorii de bunăstare, mai precis pentru afectul pozitiv activator și satisfacția cu viața, par mai puțin promițătoare în comparație cu indicatorii de distress. La începutul studiului nostru, am identificat diferențe de bază în ceea ce privește nivelurile de depresie și stres, studenții la psihologie raportând scoruri mai mari decât colegii lor de la alte specializări. Prin urmare, în ceea ce privește depresia și stresul, au fost efectuate teste ANCOVA cu model mixt, pentru a controla diferențele de bază dintre cele două grupuri. Așa cum era de așteptat, atât în ceea ce privește depresia, cât și nivelurile de stres, au apărut diferențe semnificative între grupuri la post-test și la follow-up. Examinând efectul timpului asupra depresiei și stresului în mod separat în cadrul fiecărui grup, testele multivariate au arătat că impactul timpului asupra depresiei și stresului a fost prezent exclusiv în grupul CMT. De asemenea, în ceea ce privește anxietatea, un efect semnificativ al timpului a apărut exclusiv în cadrul grupului CMT, indicând o reducere a nivelurilor de anxietate de la momentul inițial până la post-test, care a persistat până la evaluarea de follow-up. În ceea ce privește afectul pozitiv activator și satisfacția cu viața, analiza noastră nu a evidențiat efecte notabile legate de timp, grup sau interacțiunea acestora.

Având în vedere aceste rezultate, se pare că beneficiile principale ale intervenției constau în reducerea nivelurilor de distress, care cuprind afectul negativ, depresia, anxietatea și stresul. Impactul ei asupra cultivării bunăstării generale, incluzând afectul pozitiv liniștitor, afectul pozitiv activator și satisfacția cu viața, pare să fie mai puțin pronunțat. Mai mult, rezultatele noastre consolidează importanța distincției dintre efectele pozitive liniștitoare și activatoare, pe baza teoriei lui Gilbert (2009a, 2009b, 2014, Gilbert et al., 2008). Constatările noastre se aliniază cu cercetările anterioare care indică faptul că trainingul minții compasionale îmbunătățește în principal afectul pozitiv liniștitor, fără efecte semnificative asupra afectului pozitiv activator (Matos et al., 2017).

Anticipările s-au referit inclusiv la eficacitatea intervenției în sporirea autocompasiunii și a lui self-warmth, alături de o reducere a lui self-coldness (după controlul diferențelor inițiale) și a atitudinilor disfuncționale. Rezultatele noastre confirmă aceste așteptări, deoarece la post-test au fost identificate diferențe semnificative între cele două grupuri în ceea ce privește autocompasiunea, self-warmth, self-coldness, și atitudini disfuncționale, iar diferențele în ceea ce privește self-warmth, self-coldness și atitudinile disfuncționale au persistat și pe parcursul follow-up-ului.

În plus, am identificat efecte semnificative ale timpului numai în cadrul grupului CMT, fără a se observa astfel de efecte în grupul de control. În cadrul grupului de control, măsurătorile de autocompasiune, self-warmth, self-coldness și atitudini disfuncționale au rămas constante în toate momente de evaluare. Pentru participanții din cadrul grupului CMT, atât nivelul autocompasiunii, cât și cel al lui self-warmth au crescut de la momentul inițial până la post-test și au rămas stabile pe parcursul perioadei de follow-up. Impactul timpului asupra lui self-coldness a fost, de asemenea, prezent exclusiv în grupul CMT. Comparativ, grupul CMT a prezentat un declin al atitudinilor disfuncționale de la momentul inițial până la post-test, iar aceste îmbunătățiri au rămas constante în timpul perioadei de urmărire.

Luată împreună, aceste rezultate subliniază eficacitatea intervenției în ceea ce privește modificarea mecanismelor investigate, cultivând cu succes autocompasiunea și self-warmth, atenuând în același timp self-coldness și atitudinile disfuncționale.

3. 4. 4. 2. Rolul mediator în mod longitudinal al mecanismelor presupuse

Cercetările anterioare (Irons & Heriot-Maitland, 2021; Matos et al., 2022) au sugerat că autocompasiunea funcționează ca mecanism primar de schimbare în cadrul intervenției CMT. Cu toate acestea, aceste studii s-au bazat pe analize transversale, care pot conduce la distorsiuni din cauza incapacității de a ține cont de natura autoregresivă a datelor. Prin urmare, pe baza recomandărilor (Goldsmith et al., 2018; Maxwell et al., 2011), acest studiu a efectuat analize de mediere longitudinală, examinând rolul autocompasiunii asupra beneficiilor clinice ale intervenției în ceea ce privește rezultatele primare, și anume, afectul pozitiv negativ și liniștitor. Pe baza rezultatelor, constatările noastre diferă de așteptările bazate pe datele anterioare, dezvăluind că nu există efect de mediere longitudinală pentru autocompasiune. Pornind de la cadrul teoretic al Terapiei Centrate pe Compasiune (Gilbert, 2009a, 2009b, 2014) și de la descoperirile din meta-analize (Chio et al., 2021; Muris & Petrocchi, 2016), care evidențiază importanța distincției dintre self-warmth (dimensiuni pozitive ale autocompasiunii, comportamente pline de compasiune) și self-coldness (dimensiuni negative ale autocompasiunii, comportamente lipsite de compasiune), am testat rolurile

individuale de mediere ale self-warmth și self-coldness, dar nu am găsit efecte semnificative de mediere longitudinală nici în acest caz. Deci analizele de mediere longitudinală efectuate în studiul nostru nu au susținut autocompasiunea ca mecanism de schimbare. Cu toate acestea, merită remarcat faptul că eșantionul redus poate limita capacitatea noastră de a detecta astfel de efecte, ceea ce ar putea duce la erori fals negative.

În plus, am întreprins o evaluare exploratorie cu privire la impactul mediator longitudinal al atitudinilor disfuncționale asupra afectului negativ și afectului pozitiv liniștitor. Constatările nu au relevat niciun efect indirect semnificativ asupra afectului negativ, însă a apărut un efect de mediere notabil pentru atitudinile disfuncționale post-test care influențează afectul pozitiv liniștitor de la follow-up. Aceste rezultate implică faptul că efectul intervenției asupra afectului pozitiv liniștitor din follow-up este mediat de atenuarea atitudinilor disfuncționale măsurate la post-test. Acest lucru întărește rolul crucial pe care îl joacă atitudinile disfuncționale în bunăstarea generală a studenților. În lumina acestor rezultate, se pare că studenții pot beneficia de un sentiment sporit de siguranță și mulțumire atunci când nivelurile lor de convingeri disfuncționale (Weissman & Beck, 1978) sunt diminuate.

3. 4. 4. 3. Limite și direcții viitoare

În ciuda rezultatelor noastre încurajatoare privind eficacitatea intervenției CMT în promovarea bunăstării studenților și reducerea distresului lor, trebuie să luăm în considerare și o serie de limitări ale studiului nostru. O limitare primară se referă la alocarea nealeatorie a participanților în grupuri, ceea ce a dus la diferențe semnificative în ceea ce privește valorile de bază în diverse variabile măsurate. În consecință, este esențial să investigăm eficiența în studii clinice controlate randomizate, care reprezintă standardul de aur pentru evaluarea efectelor (David, 2012).

O altă limitare substanțială se referă la dimensiunea modestă a eșantionului studiului nostru și la puterea statistică redusă, în special atunci când se fac comparații între grupuri la fiecare moment de timp în parte. Fidelitatea rezultatelor noastre poate fi, de asemenea, influențată de rata ridicată de drop-out, în primul rând în cadrul grupului de control. Pentru a atenua ratele de abandon dar și din alte motive metodologice, viitoarele investigații ar trebui să ia în considerare implementarea grupurilor de control active pentru a evalua eficacitatea programului Compassionate Mind Training asupra distresului și bunăstării studenților. O direcție interesantă de explorare ar putea implica măsurarea și compararea eficacității relative a programului Compassionate Mind Training (Irons & Heriot-Maitland, 2021), bazat pe cadrul teoretic și practicile lui Gilbert (2009a, 2009b, 2014), față de programul Mindful-Self Compassion (MSC) (Neff & Germer, 2012), care se bazează pe conceptualizarea lui Neff (2003a) al autocompasiunii și pe intervențiile sale asociate.

Studiul nostru s-a bazat exclusiv pe măsurători auto-raportate pentru a investiga eficacitatea intervenției. Cu toate acestea, explorările viitoare ar trebui să ia în considerare încorporarea unor rezultate obiective, cum ar fi variabilitatea ritmului cardiac (HRV), ca indicator al impactului intervenției. Constatările anterioare (Matos et al., 2017) au sugerat că CMT poate influența pozitiv HRV, un marker fiziologic al bunăstării. În cele din urmă, grupul nostru de intervenție a cuprins numai studenți de la Psihologie, justificând necesitatea unor studii suplimentare care să cuprindă studenți din diverse specializări pentru a avea concluzii mai comprehensive și generalizabile.

IV. CAPITOLUL IV. CONCLUZII GENERALE ȘI IMPLICAȚII

4. 1. Concluzii Generale

În această teză, am urmărit să atingem mai multe obiective teoretice, metodologice și practice în ceea ce privește eficiența și eficacitatea intervențiilor bazate pe autocompasiune asupra afectelor studenților universitari. În mod specific, am dorit să evidențiem acea intervenție bazată pe autocompasiune, care are cel mare potențial pentru studenți și să o adaptăm și să o implementăm într-un context universitar, testându-i atât eficacitatea în sporirea afectelor pozitive și în reducerea afectelor negative, cât și mecanismele de schimbare. Atingerea acestor obiective a necesitat mai multe etape intermediare, care au fost reflectate în studiile noastre originale.

În primul rând, a fost efectuată o revizuire sistematică și o meta-analiză a intervențiilor de autocompasiune pentru studenții universitari în ceea ce privește eficiența lor pentru outcome-urile de autocompasiune, și afecte negative și pozitive. Am inclus studii controlate randomizate care au comparat intervențiile de autocompasiune cu condiții de control (inclusiv atât controale active, cât și pasive). Principalele constatări au fost că intervențiile de autocompasiune au fost mai eficiente față de controale în perioada post-test pentru autocompasiune (efect mediu) și afecte pozitive și negative (efecte mici). Am arătat, de asemenea, că mărimile efectului pentru outcome-urile investigate au fost mai mari atunci când intervențiile

au fost efectuate față în față și în cadrul unui grup și, prin urmare, aceste tipuri de intervenții sunt recomandate. Rezultatele indică faptul că tipul de instrument (validat sau nevalidat) moderează, de asemenea, mărirea efectului pentru autocompasiune și, prin urmare, indică importanța utilizării scârilor validate pentru măsurarea autocompasiunii. O altă constatare interesantă a fost aceea că mărirea efectului pentru autocompasiune a prezis mărirea efectului pentru afectul negativ, sugerând că autocompasiunea este posibilul mecanism al acestor intervenții asupra afectului negativ.

În al doilea rând, două scale au fost adaptate pentru populația studenților maghiari. Una pentru a măsura autocompasiunea (Self-Compassion Scale - Short Form; Raes et al., 2011) și cealaltă pentru a face diferența între afectele pozitive liniștitoare și cele activatoare (Types of Positive Affect Scale; Gilbert et al., 2008). Principalele constatări sunt că ambele scale sunt instrumente valide și fidele pentru măsurarea variabilelor vizate și că sunt confirmate și invariantele de măsurare la nivel de țară (Ungaria și România) și de gen (bărbați și femei). Rezultatele studiului 2a dovedesc că deținem un instrument fidel și valid pentru măsurarea autocompasiunii ca indicator global, a lui self-coldness (media componentelor negative ale autocompasiunii, răspunsurile lipsite de compasiune față de sine), a lui self-warmth (media componentelor pozitive ale autocompasiunii, răspunsurile compasionale față de sine) și a celor șase componente specifice (mindfulness, supraidentificare, umanitate comună, izolare, bunătate față de propria persoană și autojudecată). Pe baza rezultatelor studiului 2b, avem un instrument fidel și valid pentru a face distincția între afectele pozitive liniștitoare și cele activatoare.

În al treilea rând, a fost realizat un studiu corelațional transversal pentru a testa rolul de mediere ale autocompasiunii în relațiile dintre mindfulness, atitudini disfuncționale și o serie de indicatori de stres și bunăstare. Am propus două modele pentru aceste relații. În primul model, am considerat autocompasiunea ca un indicator global, iar în cel de-al doilea model am inclus separat self-coldness și self-warmth. Principalele rezultate obținute au fost în concordanță cu ipotezele. Așa cum era de așteptat, nivelurile mai ridicate de mindfulness au condus la o stare de bine mai mare (reprezentat de afecte pozitive liniștitoare, afecte pozitive activatoare și satisfacție de viață) și la un stres emoțional mai scăzut (reprezentat de afecte negative, depresie, anxietate și stres) prin intermediul autocompasiunii crescute, iar nivelurile mai ridicate de atitudini disfuncționale au condus la o stare de bine mai scăzută și la un stres emoțional mai ridicat prin intermediul autocompasiunii scăzute. Cu toate acestea, rezultatele au indicat, de asemenea, faptul că self-coldness a fost mai importantă decât self-warmth în toate relațiile testate, ceea ce înseamnă că doar self-coldness a fost un mediator semnificativ, un mecanism semnificativ de schimbare. Rezultatele pentru mai mulți indicatori clinici au fost în concordanță cu modelele noastre (patru indicatori de stres: afecte negative, depresie, anxietate și stres; și trei indicatori de bunăstare: afecte pozitive liniștitoare, afecte pozitive activatoare și satisfacția cu viața), oferind o credibilitate ridicată a modelelor testate. Aceste constatări susțin utilizarea intervențiilor de autocompasiune, în special a celor care vizează reducerea lui self-coldness, pentru a îmbunătăți bunăstarea și a reduce gradul de stres în rândul studenților universitari.

În al patrulea rând, am efectuat un studiu clinic controlat, ne-randomizat, pentru a investiga eficacitatea unei intervenții de grup de tip "Compassionate Mind Training" (CMT) față de un grup de control pasiv asupra mai multor indicatori de stres și bunăstare (inclusiv pentru afectul negativ și pentru afectul pozitiv liniștitor). Am investigat, de asemenea, rolul mediator longitudinal al autocompasiunii și al atitudinilor disfuncționale pentru efectele intervenției asupra outcome-urile primare (adică asupra afectului negativ și asupra afectului pozitiv liniștitor). Rezultatele indică faptul că, în comparație cu grupul de control, participanții din grupul CMT au raportat niveluri mai scăzute de afecte negative, depresie, stres, self-coldness și atitudini disfuncționale, precum și niveluri crescute de self-warmth în cadrul post-testului și la evaluarea de follow-up. O diferență semnificativă ceea ce privește autocompasiunea a apărut, de asemenea, între cele două grupuri în timpul post-testului, însă această diferență nu a mai fost semnificativă la evaluarea de follow-up. În ceea ce privește afectul pozitiv liniștitor, afectul pozitiv activator, satisfacția de viață și anxietatea, nu au apărut diferențe între grupuri; totuși, la analiza separată a schimbărilor din cadrul grupurilor individuale, o creștere semnificativă a afectului pozitiv liniștitor, o creștere semnificativă a afectului pozitiv activator și o scădere semnificativă în ceea ce privește anxietatea au fost observate exclusiv în cadrul grupului CMT.

În concluzie, prin lucrarea de față am constatat că 1) intervențiile de autocompasiune sunt superioare condițiilor de control în ceea ce privește creșterea autocompasiunii și a afectului pozitiv al studenților și în reducerea nivelului de afect negativ al acestora 2) adaptările maghiare ale Scalei de Autocompasiune - Forma Scurtă și ale Scalei Tipurilor de Afecte Pozitive sunt instrumente fidele și valide 3) autocompasiunea (în special self-coldness) mediază efectele lui mindfulness și atitudinile disfuncționale

asupra diversilor indicatori de distres și bunăstare 4) Compassionate Mind Training este eficient în reducerea distresului (ex. afect negativ) și a atitudinilor disfuncționale ale studenților și este eficient în cultivarea autocompasiunii și a afectului pozitiv liniștitor, însă rolul de mediere longitudinală a autocompasiunii pentru efectele intervenției asupra outcome-uri primare (afect negativ și afect pozitiv liniștitor) nu a fost confirmat.

4. 2. Implicațiile Tezei

4. 2. 1. Implicațiile Teoretice

Din punct de vedere teoretic, cercetarea de față aduce contribuții majore pentru literatura de specialitate în ceea ce privește intervențiile bazate pe autocompasiune. În mod particular, primul studiu este prima meta-analiză care investighează efectele intervențiilor de autocompasiune asupra afectelor pozitive și negative la studenții universitari. Am investigat efectele mai multor potențiali moderatori personali și legați de intervenție și am arătat că intervențiile livrate față în față, în cadrul unor grupuri, sunt mai eficiente decât intervențiile livrate online și individual. Rezultatele noastre au evidențiat, de asemenea, faptul că trebuie să fim precauți cu privire la rezultatele și concluziile studiilor care măsoară autocompasiunea cu scale nevalidate (am găsit mărimi ale efectului mai mari în aceste cazuri).

În Studiul 2a, am arătat că ambele teorii ale autocompasiunii (Gilbert, 2009a, 2009b, 2014; Neff, 2003a, 2003b, 2023) sunt susținute de date, iar versiunea maghiară a Scalei de Autocompasiune - Forma Scurtă poate fi utilizată în mod flexibil în funcție de întrebarea de cercetare, așa cum a menționat Neff (2016). În studiul 2b, rezultatele noastre au susținut importanța măsurării afectului pozitiv liniștitor și al afectului pozitiv activator în mod separat, în conformitate cu teoria lui Gilbert (2009a, 2009b, 2014). Rezultatele noastre indică faptul că, pentru a investiga eficacitatea intervențiilor de autocompasiune asupra afectului pozitiv, se recomandă să se facă distincția între aceste două tipuri de afecte pozitive.

În cel de-al treilea studiu, am propus și am testat două modele pentru relația dintre autocompasiune, mindfulness și atitudini disfuncționale în precizarea distresului și bunăstării în rândul studenților. În primul model am aflat că autocompasiunea a mediat și efectul lui mindfulness și efectul atitudinilor disfuncționale asupra indicilor de distres și bunăstare. În cel de-al doilea model am constatat că, spre deosebire de analizele corelaționale anterioare, self-coldness a fost mai important decât self-warmth nu doar pentru a prezice distresul emoțional (afecte negative, depresie, anxietate și stres), ci chiar și pentru a prezice bunăstarea (afecte pozitive liniștitoare, afecte pozitive activatoare și satisfacția cu viața). Rezultatele au fost similare pentru șapte rezultate clinice diferite, ceea ce întărește fidelitatea acestor modele.

Cel de-al patrulea studiu al nostru reprezintă primul studiu de investigare a eficacității Trainingului Mîinii Compasionale (Compassionate Mind Training) pentru studenții maghiari cu privire la diverși indicatori de distres și bunăstare (inclusiv pentru afectul negativ și pentru afectul pozitiv liniștitor), și sugerează fezabilitatea și eficacitatea acestei intervenții în context academic. Cu toate acestea, pe baza analizelor de mediere longitudinală, rolul de mecanism al autocompasiunii este discutabil.

IV. 2. 2. Implicațiile Metodologice și Practice

Pe lângă implicațiile teoretice, din această teză pot fi derivate mai multe implicații metodologice și practice. Pe baza constatărilor primului studiu, sunt recomandate intervențiile de autocompasiune livrate față în față într-un format de grup. Rezultatele primului studiu evidențiază, de asemenea, importanța utilizării unor instrumente validate pentru a măsura autocompasiunea. Ca urmare a Studiului 2a și a Studiului 2b, am creat versiunea maghiară a Scalei de Autocompasiune - Forma Scurtă (Raes et al., 2011) și a Scalei Tipurilor de Afecte Pozitive (Gilbert et al., 2008), care pot fi utilizate în continuare pentru a măsura autocompasiunea ca indicator global, self-coldness, self-warmth, componentele specifice ale autocompasiunii (mindfulness, supraidentificare, umanitate comună, izolare, bunăstare față de propria persoană și autojudecare) și cele două tipuri de afecte pozitive (afecte pozitive liniștitoare și activatoare). Rezultatele studiului 3 au relevat importanța investigării rolului relativ al lui self-coldness și al lui self-warmth pentru indicatorii de distres și bunăstare folosind SEM (Structural Equation Modeling) în locul analizelor corelaționale. De asemenea, rezultatele Studiului 3 indică relevanța intervențiilor de autocompasiune (în special reducerea lui self-coldness) pentru distresul și bunăstarea studenților, chiar și luând în considerare alți predictorii importanți, cum ar fi mindfulness ca trăsătură și atitudinile disfuncționale. Cel de-al patrulea studiu reprezintă, în opinia noastră, un progres metodologic semnificativ în cercetarea autocompasiunii, și anume, este primul studiu care a investigat rolul mediator longitudinal al autocompasiunii pentru efectele intervenției. Pentru cel de-al patrulea studiu, au fost create instrumente importante (handout-uri și înregistrări audio) pentru a sprijini intervenția, care pot fi utilizate și în viitor.

În concluzie, această teză are implicații pentru politicile de învățământ de nivel superior, și anume, introducerea intervențiilor de grup bazate pe autocompasiune, livrate față în față, cum ar fi introducerea Trainingului Minții Compasionale ar fi un pas important pentru sprijinirea sănătății mintale a studenților, pentru reducerea distresului (inclusiv a afectului negativ) și creșterea bunăstării (inclusiv afectului pozitiv liniștitor).

4. 3. Limitări și Direcții Viitoare de Cercetare

Ca în orice proces de cercetare, această teză are mai multe limitări care merită menționate. În primul rând, în Studiul 1, multe dintre analizele de subgrup au fost subdimensionate, iar majoritatea studiilor incluse au utilizat PANAS (Watson et al., 1988b) pentru măsurarea afectului pozitiv și negativ, și prin urmare nu știm dacă aceste intervenții sunt sau nu sunt mai eficiente pentru îmbunătățirea afectului pozitiv liniștitor pentru studenții universitari decât pentru îmbunătățirea afectului pozitiv activator. Următoarea limitare a primului studiu este că protocolul original al acestei meta-analize intenționa să investigheze eficiența intervențiilor de autocompasiune pentru diferite componente ale autocompasiunii și să examineze rolul lor în predicția mărimilor efectului pentru afectul negativ și pozitiv, dar indisponibilitatea acestor date a împiedicat aceste analize. O altă limitare a fost faptul că majoritatea studiilor incluse au utilizat tehnici de scriere autocompasionale și, din cauza numărului limitat de studii, a fost imposibil să se compare mai specific eficiența diferitelor tipuri de intervenții pentru cultivarea autocompasiunii. Aceste limitări implică necesitatea prudenței atunci când se trag concluzii asupra eficienței intervențiilor de autocompasiune pentru efectele pozitive și negative ale studenților.

Alte limitări sunt prezente în Studiul 2a și Studiul 2b, reprezentate de dimensiuni inegale ale eșantioanelor în funcție de țări și de sex, prin urmare este necesară analiza proprietăților psihometrice ale scalelor într-un eșantion mai echilibrat. În plus, explorarea invarianțelor de măsurare bazat pe diferite grupe de vârstă și investigarea fidelității test-retest ale scalelor sunt cruciale pentru studiile viitoare. Aceste limitări sugerează utilizarea prudenței și atunci când se trag concluzii asupra invarianței de măsurare a scalelor.

Studiul 3 are, de asemenea, mai multe limitări, cea mai importantă fiind aceea că, în ciuda potrivirii excelente a acestor modele la date, potrivirea modelului poate fi supraestimată din cauza numărului mic de grade de libertate (Collier, 2020). În plus, modelul nostru ar putea fi mai elaborat prin luarea în considerare a celor șase componente specifice ale autocompasiunii (și anume, mindfulness, umanitate comună, bunătațe față de propria persoană, supra-identificare, izolare, auto-judecată), nu doar a componentelor negative (self-coldness) și pozitive (self-warmth). Un alt aspect important pentru studii ulterioare este investigarea invarianței modelului în diferite eșantioane (de exemplu, studenți, eșantioane comunitare și diferite populații clinice). Designul corelațional limitează, de asemenea, capacitatea noastră de a înțelege aceste relații. Fără o perspectivă longitudinală, nu sunt investigate posibilele rute inverse sau explicații alternative. Prin urmare, este foarte recomandat să se ia în considerare în continuare autocompasiunea ca mediator în aceste relații într-un design longitudinal, în special pe baza rezultatelor lui Maxwell și colegilor (2011), care indică faptul că analizele transversale pot dezvălui existența unui efect indirect semnificativ, chiar dacă adevăratul efect indirect longitudinal este zero.

În ceea ce privește studiul 4, principala limitare este că grupurile nu au fost randomizate și, ca urmare, au existat diferențe semnificative între valorile de bază pentru multe dintre variabilele măsurate. Alte cercetări ulterioare sunt recomandate pentru a testa eficiența intervenției în cadrul unor studii controlate și randomizate, utilizând atât controale pasive, cât și active. O altă limitare majoră care trebuie luată în considerare în acest studiu este dimensiunea mică a eșantionului și, în consecință, puterea statistică scăzută, în special atunci când se compară cele două grupuri la un singur moment de măsurare. În studiul nostru, grupul de intervenție a fost compus doar din studenți la Psihologie, însă se recomandă ca eficiența intervenției asupra afectelor și altor indici de stres și bunăstare să fie testată și cu studenți de la alte specializări, pentru rezultate mai robuste și mai generalizabile. Luată împreună, aceste limitări indică îmbunătățiri suplimentare care pot fi aduse în cercetările viitoare.

REFERINȚE

- Abela, J. R. Z., & D'Alessandro, D. U. (2002). Beck's cognitive theory of depression: A test of the diathesis-stress and causal mediation components. *British Journal of Clinical Psychology, 41*(2), 111–128. <https://doi.org/10.1348/014466502163912>
- Ari, E., Cesur-Soysal, G., Basran, J., & Gilbert, P. (2022). The compassionate engagement and action scales for self and others: Turkish adaptation, validity, and reliability study. *Front. Psychol., 13*, 780077. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.780077>
- Arimitsu, K. (2014). Development and validation of the Japanese version of the Self-Compassion Scale. *Japanese Journal of Psychology, 85*(1), 50–59. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.85.50>
- Arimitsu, K., & Hofmann, S. G. (2017). Effects of compassionate thinking on negative emotions. *Cognition and Emotion, 31*(1), 160–167. <https://doi.org/10.1080/02699931.2015.1078292>
- Arpin-Cribbie, C., Irvine, J., & Ritvo, P. (2012). Web-based cognitive-behavioral therapy for perfectionism: a randomized controlled trial. *Psychother Res., 22*(2), 194–207. <https://doi.org/10.1080/10503307.2011.637242>
- Asano, K., Kotera, Y., Tsuchiya, M., Ishimura, I., Lin, S., Matsumoto, Y., Matos, M., Basran, J., & Gilbert, P. (2020). The development of the Japanese version of the compassionate engagement and action scales. *PLoS ONE, 15*(4), e0230875. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0230875>
- Babenko, O. & Guo, Q. (2019). Measuring self-compassion in medical students: Factorial validation of the Self-Compassion Scale – Short Form (SCS-SF). *Academic Psychiatry, 43*(6), 590–594. <https://doi.org/10.1007/s40596-019-01095-x>
- Baer, R., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment, 13*(1), 27–45. <http://dx.doi.org/10.1177/1073191105283504>
- Beaumont, E., Bell, T., McAndrew, S., & Fairhurst, H. (2021). The impact of compassionate mind training on qualified health professionals undertaking a compassion-focused therapy module. *Counselling & Psychotherapy Research, 21*(4), 910–922. <https://doi.org/10.1002/capr.12396>
- Beaumont, E., & Martin, C. J. H. (2016). A proposal to support student therapists to develop compassion for self and others through Compassionate Mind Training. *The Arts in Psychotherapy, 50*, 111–118. <https://doi.org/10.1016/j.aip.2016.06.005>
- Benjamini, Y., & Hochberg, Y. (1995). Controlling the False Discovery Rate: A practical and powerful approach to multiple testing. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological), 57*(1), 289–300. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1995.tb02031.x>
- Berry, M. P., Lutz, J., Schuman-Olivier, Z., Germer, C., Pollak, S., Edwards, R. R., Gardiner, P., Desbordes, G., & Napadow, V. (2020). Brief self-compassion training alters neural responses to evoked pain for chronic low back pain: A pilot study. *Pain Med., 10*, 2172–2185. <https://doi.org/10.1093/pm/pnaa178>
- Binder, P.-E., Dundas, I., Stige, S. H., Hjeltness, A., Woodfin, V., & Moltu, C. (2019). Becoming aware of inner self-critique and kinder toward self: A qualitative study of experiences of outcome after a brief self-compassion intervention for university level students. *Front. Psychol., 10*, 2728. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02728>
- Bluth, K., Gaylord, S.A., Campo, R.A., Mullarkey, M.C., & Hobbs, L. (2016). Making friends with yourself: A mixed methods pilot study of mindful self-compassion program for adolescents. *Mindfulness (N Y), 7*(2), 479–492. <https://doi.org/10.1007%2Fs12671-015-0476-6>
- Bore, M., Pittolo, C., Kirby, D., Dlużewska, T., & Marlin, S. (2016). Predictors of psychological distress and well-being in a sample of Australian undergraduate students. *Higher Education Research & Development, 35*(5), 869–880. <https://doi.org/10.1080/07294360.2016.1138452>
- Bratt, A., & Fagerström, C. (2020). Self-compassion in old age: confirmatory analysis of the 6-factor model and the internal consistency of the Self-Compassion Scale-Short Form. *Aging & Mental Health, 24*(4), 642–648. <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/13607863.2019.1569588>
- Brenner, R.E., Heath, P.J., Vogel, D.L., & Credé, M. (2017). Two is more valid than one: Examining the factor structure of the Self-Compassion Scale (SCS). *Journal of Counseling Psychology, 64*(6), 696–707. <https://doi.apa.org/doiLanding?doi=10.1037/cou0000211>

- Brown, L., Houston, E.E., Amonoo, H.L., & Bryant, C. (2021). Is self-compassion associated with sleep quality? A meta-analysis. *Mindfulness*, 12(5), 82-91. <https://link.springer.com/article/10.1007/s12671-020-01498-0>
- Carpenter, J. K., Conroy, K., Gomez, A. F., Adams, L. C., & Hofmann, S. G. (2019). The relationship between trait mindfulness and affective symptoms: A meta-analysis of the Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ). *Clinical Psychology Review*, 74, 101785. <http://dx.doi.org/10.1016/j.cpr.2019.101785>
- *Câdea, D., & Szentágotai-Tátar, A. (2018). The impact of self-compassion on shame-proneness in social anxiety. *Mindfulness*, 9(4), 1816-1824. <https://doi.org/10.1007/s12671-018-0924-1>
- Cha, J.E., Boggiss, A.L., Serlachius, A.S., Cavadino, A., Kirby, J.N., & Consedine, N.S. (2022). A systematic review on mediation studies of self-compassion and physical health outcomes in non-clinical adult populations. *Mindfulness*, 13, 1876-1900. <https://doi.org/10.1007/s12671-022-01935-2>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Chen, J., Yan, L.-s., & Zhou, L.-h. (2011). Reliability and validity of Chinese version of Self-compassion Scale. *Chinese Journal of Clinical Psychology*, 19(6), 734-736.
- Chio, F.H.N., Mak, W.W.S., & Yu, B.C.L. (2021). Meta-analytic review on the differential effects of self-compassion components on well-being and psychological distress: The moderating role of dialecticism on self-compassion. *Clinical Psychology Review*, 85, 101986. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2021.101986>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Cohen, J. (2013). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Routledge.
- Collier, J.E. (2020). *Applied Structural Modeling using AMOS. Basic to advanced techniques*. Routledge
- Cunha, M., Galhardo, A., Gilbert, P., Rodrigues, C., & Matos, M. (2021). The flows of compassion in adolescents as measured by the compassionate engagement and action scales. *Current Psychology*. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-02097-5>
- David, D. (2012). *Tratat de psihoterapie cognitive și comportamentale*. Polirom
- David, D., Montgomery, G. H., Macavei, B., & Bovbjerg, D. H. (2005). An empirical investigation of Albert Ellis's binary model of distress. *Journal of Clinical Psychology*, 61(4), 499-516. <https://doi.org/10.1002/jclp.20058>
- Deniz, M. E., Kesici, Ş., & Sümer, S. (2008). The validity and reliability of the Turkish version of the Self-Compassion Scale. *Social Behavior and Personality*, 36(9), 1151-1160. <https://psycnet.apa.org/doi/10.2224/sbp.2008.36.9.1151>
- Depue, R. A., & Morrone-Strupinsky, J. V. (2005). A neurobehavioral model of affiliative bonding. *Behavioral and Brain Science*, 28(3), 313-395. <https://doi.org/10.1017/s0140525x05000063>
- Diedrich, A., Grant, M., Hofman, S. G., Hiller, W., & Berking, M. (2014). Self-compassion as an emotion regulation strategy in major depressive disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 58, 43-51. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2014.05.006>
- Diedrich, A., Hofman, S. G., Cujpers, P., & Berking, M. (2016). Self-compassion enhances the efficacy of explicit cognitive reappraisal as an emotion regulation strategy in individuals with major depressive disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 82, 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2016.04.003>
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542-575.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Duarte, J., & Pinto-Gouveia, J. (2017). Mindfulness, self-compassion and psychological inflexibility mediate the effects of a mindfulness-based intervention in a sample of oncology nurses. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 6(2), 125-133. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2017.03.002>
- Duarte, J., & Pinto-Gouveia, J. (2017b). Positive affect and parasympathetic activity: Evidence for a quadratic relationship between feeling safe and content and heart rate variability. *Psychiatry Research*, 257, 284-289. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2017.07.077>

- Dundas, I., Binder, P. E., Hansen, T. G. B., & Stige, S. H. (2017). Does a short self-compassion intervention for students increase healthy self-regulation? A randomized control trial. *Scandinavian Journal of Psychology*, 58(5), 443-450. <https://doi.org/10.1111/sjop.12385>
- *Dupasquier, J. R., Kelly, A. C., Moscovitch, D. A., & Vidovic, V. (2018). Practicing self-compassion weakens the relationship between fear of receiving compassion and the desire to conceal negative experiences from others. *Mindfulness*, 9(2), 500-511. <https://doi.org/10.1007/s12671-017-0792-0>
- Ehret, A. E., Joormann, J., & Berking, M. (2018). Self-compassion is more effective than acceptance and reappraisal in decreasing depressed mood in currently and formerly depressed individuals. *Journal of Affective Disorders*, 226, 220-226. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2017.10.006>
- Ellis, A. (2001). Behavior Psychotherapy: Rational and Emotive. In N.J., Smelser & P.B., Baltes (Ed.) *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*, 1072-1076.
- Ellis, A. (2005). Can Rational-Emotive Behavior Therapy (REBT) and Acceptance and Commitment Therapy (ACT) resolve their differences and be integrated? *Journal of Rational – Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 23(2), 153-168. <https://doi.org/10.1007/s10942-005-0008-8>
- Ewert C., Vater A., & Schröder-Abé, M. (2021). Self-compassion and coping: a meta-analysis. *Mindfulness*, 12(2), 1063-1077. <https://link.springer.com/article/10.1007/s12671-020-01563-8>
- Ferrari, M., Hunt, C., Harrysunker, A., Abbott, M. J., Beath, A. P., & Einstein, D. A. (2019). Self-compassion interventions and psychosocial outcomes: a meta-analysis of RCTs. *Mindfulness*, 10(8), 1455–1473. <https://doi.org/10.1007/s12671-019-01134-6>
- Ferrari, M., Yap, K., Scott, N., Einstein, D. A., & Ciarrochi, J. (2018). Self-compassion moderates the perfectionism and depression link in both adolescence and adulthood. *PLoS ONE*, 13(2), Article e0192022. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0192022>
- Finlay-Jones, A. (2023). A house with many doors – Toward a more nuanced self-compassion intervention science. In A. Finlay-Jones, K. Bluth, & K. Neff (Eds.). *Handbook of Self-Compassion* (pp. 455-457), Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-031-22348-8>
- Fonseca, A., & Canavaro, M. C. (2018). Exploring the path between dysfunctional attitudes towards motherhood and postpartum depressive symptoms: The moderating role of self-compassion. *Clin Psychol Psychother.*, 25(1), 96-106. <https://doi.org/10.1002/cpp.2145>
- Fredrickson, B. L. (2001). The role of positive emotions in positive psychology: The broaden-and-build theory of positive emotions. *American Psychologist*, 56(3), 218–226. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.56.3.218>
- Fredrickson, B. L., & Cohn, M. A. (2008). Positive emotions. In M. Lewis, J. M. Haviland-Jones, & L. F. Barrett (Eds.), *Handbook of emotions* (pp. 777–796). The Guilford Press.
- Garcia-Campayo, J., Navarro-Gil, M., Andrés, E., Montero-Marin, J., López-Artal, L., & Demarzo, M.M.P. (2014). Validation of the Spanish versions of the long (26 items) and short (12 items) forms of the Self-Compassion Scale (SCS). *Health and Quality of Life Outcomes*, 12(4). <https://doi.org/10.1186/1477-7525-12-4>
- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference. 11.0 update (4th ed.)*. Boston: Allyn & Bacon.
- Germer, C.K. (2009). *The mindful path to self-compassion. Freeing yourself from destructive thoughts and emotions*. The Guilford Press
- Germer, C., & Neff, K. D. (2019). Mindful Self-Compassion (MSC). In I. Itvzan (Ed.) *The handbook of mindfulness-based programs: Every established intervention, from medicine to education* (pp. 357-367). London: Routledge.
- Gilbert, P. (2009a). Introducing compassion-focused therapy. *Advances in psychiatric treatment*. 15(3), 199-208. <https://doi.org/10.1192/apt.bp.107.005264>
- Gilbert, P. (2023). Self-compassion: An evolutionary, biopsychosocial, and social mentality approach. In A. Finlay-Jones, K. Bluth, & K. Neff (Eds.). *Handbook of Self-Compassion* (Chap. 4), Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-031-22348-8>
- Gilbert, P. (2009b). *The compassionate mind*. Constable & Robinson Ltd.
- Gilbert, P. (2009c). The nature and basis for Compassion Focused Therapy. *Hellenic Journal of Psychology*, 6(3), 273-291.
- Gilbert, P. (2014). The origins and nature of compassion focused therapy. *British Journal of Clinical Psychology*, 53(1), 6-41. <https://doi.org/10.1111/bjc.12043>

- Gilbert, P., Catrino, F., Duarte, C., Matos, M., Kolts, R., Stubbs, J., Ceresatto, L., Duarte, J., Pinto-Gouveia, J., & Basran, J. (2017). The development of compassionate engagement and action scales for self and others. *Journal of Compassionate Health Care*, 4(4). <https://doi.org/10.1186/s40639-017-0033-3>
- Gilbert, P., McEwan, K., Mitra, R., Franks, L., Richter, A., & Rockliff, H. (2008). Feeling safe and content: A specific affect regulation system? Relationship to depression, anxiety, stress, and self-criticism. *The Journal of Positive Psychology*, 3(3), 182–191. <https://doi.org/10.1080/17439760801999461>
- Goldsmith, K. A., MacKinnon, D. P., Chalder, T., White, P. D., Sharpe, M., & Pickles, A. (2018). Tutorial: The practical application of longitudinal structural equation mediation models in clinical trials. *Psychological Methods*, 23(2), 191–207. <https://doi.org/10.1037/met0000154>
- Guan, F., Liu, G., Pedersen, W.S., Chen, O., Zhao, S., Sui, J., & Peng, K. (2021). Neurostructural correlates of dispositional self-compassion. *Neuropsychologia*, 160, 107978. <https://doi.org/10.1016/j.neuropsychologia.2021.107978>
- *Guan, F., Wu, Y., Ren, W., Zhang, P., Jing, B., Xu, Z., Wu, S., Peng, K., & He, J. (2021). Self-compassion and the mitigation of negative affect in the era of social distancing. *Mindfulness*, 12(9), 2184-2195. <https://doi.org/10.1007/s12671-021-01674-w>
- Han, A., & Kim, T.H. (2023). Effects of self-compassion interventions on reducing depressive symptoms, anxiety, and stress: A meta-analysis. *Mindfulness (N Y)*, 1-29. <https://doi.org/10.1007%2Fs12671-023-02148-x>
- Hassani, S. F., Tizdast, T., & Zarbakhsh, M. R. (2021). The role of self-compassion and hope in the relationship between psychological wellbeing, maladaptive schemas, resilience, and social support in women with multiple sclerosis. *Journal of Client-Centered Nursing Care*, 7(3), 195-204. <http://dx.doi.org/10.32598/JCCNC.7.3.372.1>
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. Guilford Press.
- Hayes, J.A., Lockard, A.J., Janis, R.A., & Locke, B. D. (2016). Construct validity of the Self-Compassion Scale Short-Form among psychotherapy clients. *Counselling Psychology Quarterly*, 29(4), 405-422. <https://doi.org/10.1080/09515070.2016.1138397>
- Helminen, E. C., Ducar, D. M., Scheer, J. R., Parke, K. L., Morton, M. L., & Felver, J. C. (2023). Self-compassion, minority stress, and mental health in sexual and gender minority populations: A meta-analysis and systematic review. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 30(1), 26–39. <https://doi.org/10.1037/cps0000104>
- Henje, E., Rindesting, F. C., Gilbert, P., & Denhag, I. (2020). Psychometric validity of the compassionate engagement and action scale for adolescents: a Swedish version. *Scand J Child Adolesc Psychiatr Psychol*, 8, 70-80. <https://doi.org/10.21307%2Fsjcapp-2020-007>
- Higgins, J. P. T., Altman, D. G., Gotzsche, P. C., Jüni, P., Moher, D., Oxman, A. D., Savović, J., Schulz, K. F., Weeks, L., Sterne, J. A. C., & Cochrane Bias Methods Group, Cochrane Statistical Methods Group. (2011). The Cochrane Collaboration's tool for assessing risk of bias in randomised trials. *BMJ: British Medical Journal*, 343(7829), 1–9. <https://doi.org/10.1136/bmj.d5928>
- Higgins, J. P. T., Thompson, S. G., Deeks, J. J., & Altman, D. G. (2003). Measuring inconsistency in meta-analyses. *BMJ: British Medical Journal*, 327(7414), 557–560. <https://doi.org/10.1136/bmj.327.7414.557>
- Hobbs, L.M., & Balentine, A.C. (2023). *The self-compassion workbook for kids. Learn to make friends with yourself*. New Harbinger Publications, Inc.
- Hong, R. Y., & Cheung, M. W.-L. (2015). The structure of cognitive vulnerabilities to depression and anxiety: Evidence for a common core etiologic process based on a meta-analytic review. *Clinical Psychological Science*, 3(6), 892–912. <https://doi.org/10.1177/2167702614553789>
- Hu, L. T., & 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), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Inwood, E., & Ferrari, M. (2018). Mechanism of change in the relationship between self-compassion, emotion regulation, and mental health: A systematic review. *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 10(2), 215-235. <https://doi.org/10.1111/aphw.12127>

- Irons, C., & Beaumont, E. (2017). *The compassionate mind workbook. A step-by-step guide to developing your compassionate self*. Robinson
- Irons, C., & Heriot-Maitland, C. (2021). Compassionate mind training: An 8-week group for the general public. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 94(3), 443-463. <https://doi.org/10.1111/papt.12320>
- Javidi, Z., Prior, K. N., Sloan, T. L., & Bond, M. J. (2021). A randomized controlled trial of self-compassion versus cognitive therapy for complex psychopathologies. *Current Psychology*, <https://doi.org/10.1007/s12144-021-01490-4>
- Kelly, A. C., Zuroff, D. C., Leybman, M. J., & Gilbert, P. (2012). Social safeness, received social support, and maladjustment: Testing a tripartite model of affect regulation. *Cognitive Therapy and Research*, 36(6), 815–826. <https://doi.org/10.1007/s10608-011-9432-5>
- Kirby, J. N., & Gilbert, P. (2019). Commentary regarding Wilson et al. (2018) “Effectiveness of ‘self-compassion’ related therapies: A systematic review and meta-analysis.” All is not as it seems. *Mindfulness*, 10(6), 1006–1016. <https://doi.org/10.1007/s12671-018-1088-8>
- Kirby, J. N., Tellegen, C. L., & Steindl, S. R. (2017). A meta-analysis of compassion-based interventions: Current state of knowledge and future directions. *Behavior Therapy*, 48(6), 778-792, <https://doi.org/10.1016/j.beth.2017.06.003>
- *Kirschner, H., Kuyken, W., Wright, K., Roberts, H., Brejcha, C., & Karl, A. (2019). Soothing your heart and feeling connected: A new experimental paradigm to study the benefits of self-compassion. *Clinical Psychological Science*, 7(3), 545–565. <https://doi.org/10.1177/2167702618812438>
- Kopp, M. (1985). *Klinikai pszichofiziológia. Pszichoszomatikus fűzetek 2*. MAOTE & MPT
- Kotera, Y., & Sheffield, D. (2020). Revisiting the Self-compassion Scale-Short Form: Stronger associations with self-inadequacy and resilience. *SN Comprehensive Clinical Medicine*, 2, 761-769. <https://doi.org/10.1007/s42399-020-00309-w>
- Larcombe, W., Finch, S., Sore, R., Murray, C.M., Kentish, S., Mulder, R.A., Lee-Stecum, P., Baik, C., Tokatlidis, O., & Williams, D.A. (2016). Prevalence and socio-demographic correlates of psychological distress among students at an Australian university. *Studies in Higher Education*, 41(6), 1074-1091. <https://doi.org/10.1080/03075079.2014.966602>
- Leary, M. R., Tate, E. B., Adams, C. E., Batts Allen, A., & Hancock, J. (2007). Self-compassion and reactions to unpleasant self-relevant events: The implications of treating oneself kindly. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92(5), 887-904. <https://doi.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.92.5.887>
- Li, Q., Wu, J., & Wu, Q. (2022). Self-compassion buffers the psychological distress from perceived discrimination among socioeconomically disadvantaged emerging adults: A longitudinal study. *Mindfulness (N Y)*, 13(2), 500-508. <https://doi.org/10.1007/s12671-021-01810-6>
- Liao, K. Y.-H., Stead, G. B., & Liao, C.-Y. (2021). A meta-analysis of the relation between self-compassion and self-efficacy. *Mindfulness*, 12(3), 1878-1891. <https://link.springer.com/article/10.1007/s12671-021-01626-4>
- Linardon, J. (2020). Can acceptance, mindfulness, and self-compassion be learned by smartphone apps? A systematic and meta-analytic review of randomized controlled trials. *Behavior Therapy*, 51(4), 646-658. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2019.10.002>
- * Lincoln, T. M., Hohenhaus, F., & Hartmann, M. (2013). Can paranoid thoughts be reduced by targeting negative emotions and self-esteem? An experimental investigation of a brief compassion-focused intervention. *Cognitive Therapy and Research*, 37(2), 390–402. <https://doi.org/10.1007/s10608-012-9470-7>
- Liu, G., Zhang, N., Teoh, J. Y., Egan, C., Zeffiro, T. A., Davidson, R. J., & Quevedo, K. (2022). Self-compassion and dorsolateral prefrontal cortex activity during sad and self-face recognition in depressed adolescents. *Psychol Med.*, 52(2), 864-873. <https://doi.org/10.1017/s0033291720002482>
- Liu, L., Han, Y., Lu, Z., Cao, C., & Wang, W. (2022). The relationship between perfectionism and depressive symptoms among Chinese college students: The mediating roles of self-compassion and impostor syndrome. *Current Psychology*, <http://dx.doi.org/10.1007/s12144-022-03036-8>
- Lluch-Sanz, C., Galiana, L., Vidal-Blanco, G., & Sansó, M. (2022). Psychometric properties of the Self-Compassion Scale – Short Form: Study of its role as a protector of Spanish nurses professional

- quality of life and well-being during the COVID-19 pandemic. *Nurse. Rep.*, 12, 65-76. <https://doi.org/10.3390/nursrep12010008>
- Lovibond, S.H., & Lovibond, P.F. (1995). *Manual for the Depression Anxiety Stress Scales*. (2nd. Ed.). Psychology Foundation
- López, A., Sanderman, R., Smink, A., Zhank, Y., van Sonderen, E., Ranchor A., & Schroevers, M.J. (2015). A reconsideration of the Self-Compassion Scale's total score: Self-compassion versus self-criticism. *PLoS ONE*, 10(7), e0132940. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0132940>
- MacBeth, A., & Gumley, A. (2012). Exploring compassion: a meta-analysis of the association between self-compassion and psychopathology. *Clinical Psychology Review*, 32(6), 545-552. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2012.06.003>
- Mak, W. W. S., Chio, F. H. N., Chong, K. S. C., & Law, R. W. (2021). From mindfulness to personal recovery: the mediating roles of self-warmth, psychological flexibility, and valued living. *Mindfulness*, 12(4), 994-1001. <https://link.springer.com/article/10.1007/s12671-020-01568-3>
- Mak, W. W. S., Tong, A. C. Y., Yip, S. Y. C., Lui, W. W. S., Chio, F. H. N., Chan, A. T. Y., & Wong, C. C. Y. (2018). Efficacy and moderation of mobile app-based programs for mindfulness-based training, self-compassion training, and cognitive behavioral psychoeducation on mental health: Randomized controlled noninferiority trial. *JMIR Mental Health*, 5(4), e60. <https://mental.jmir.org/2018/4/e60/>
- Makadi, E., & Koszycki, D. (2020). Exploring connections between self-compassion, mindfulness, and social anxiety. *Mindfulness*, 11(2), 480–492. <https://doi.org/10.1007/s12671-019-01270-z>
- *Mantelou, A., & Karakasidou, E. (2017). The effectiveness of a brief self-compassion intervention program on self-compassion, positive and negative affect and life satisfaction. *Psychology*, 8(4), 59-610. <https://doi.org/10.4236/psych.2017.84038>
- Marsh, I.C., Chan, S.W.Y., & MacBeth, A. (2018). Self-compassion and psychological distress in adolescents – a meta-analysis. *Mindfulness (N Y)*, 9(4), 1011-1027, <https://doi.org/10.1007/s12671-017-0850-7>
- Martins, M.J., Marques, C., Carvalho, C.B., Macedo, A., Pereira, A.T., & Castilho, P. (2018). Engaging with the affiliative system through mindfulness: The impact of the different types of positive affect in psychosis. *Journal of Clinical Psychology*, 75(3), 562-573. <https://doi.org/10.1002/jclp.22727>
- Martos, T., Sallay, V., Desfalvi, J., Szabó, T., & Ittész, A. (2014). Az Élettel Való Elégedettség Skála Magyar változatának (SWLS-H) pszichometriai jellemzői. *Mentálhigiéné és Pszichoszomatika*, 15(3), 289-303. <http://dx.doi.org/10.1556/Mental.15.2014.3.9>
- Matos, M., Duarte, C., Duarte, J., Pinto-Gouveia, J., Petrocchi, N., Basran, J., & Gilbert, P. (2017). Psychological and physiological effects of compassionate mind training: A pilot randomized controlled study. *Mindfulness*, 8 (6), 1699–1712. <https://doi.org/10.1007/s12671-017-0745-7>
- Matos, M., Duarte, C., Duarte, J., Pinto-Gouveia, J., Petrocchi, N., & Gilbert, P. (2022). Cultivating the compassionate self: An exploration of the mechanisms of change in compassionate mind training. *Mindfulness*, 13(1), 66–79. <https://doi.org/10.1007/s12671-021-01717-2>
- Matos, M., Gonçalves, E., Palmeira, L., Melo, I., Steindl, S. R., & Gomes, A. A. (2021). Advancing the assessment of compassion: Psychometric study of the compassion motivation and action scales in Portuguese sample. *Current Psychology*. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-02311-4>
- Maxwell, S. E., Cole, D. A., & Mitchell, M. A. (2011). Bias in cross-sectional analyses of longitudinal mediation: partial and complete mediation under an autoregressive model. *Multivariate Behav Res.*, 46(5), 816-841. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.606716>
- McIntyre, R., Smith, P., & Rimes, K. A. (2018). The role of self-criticism in common mental health difficulties in students: A systematic review of prospective studies. *Mental Health & Prevention*, 10, 13-27. <https://doi.org/10.1016/j.mhp.2018.02.003>
- McManus, M. D., Siegel, J. T., & Nakamura, J. (2019). The predictive power of low-arousal positive affect. *Motivation and Emotion*, 43(1), 130–144. <https://doi.org/10.1007/s11031-018-9719-x>
- Mitchell, M. L., & Jolley, J. M. (2012). *Research design explained*. Cengage Learning
- Muris, P., Otgaar, H., & Petrocchi, N. (2016). Protection as the mirror image of psychopathology: Further critical notes on the self-compassion scale. *Mindfulness*, 7(3), 787-790. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/s12671-016-0509-9>

- Muris, P., Otgaar, H., & Pfattheicher, S. (2019). Stripping the forest from the rotten trees: Compassionate self-responding is a way of coping, but reduced uncompassionate self-responding mainly reflects psychopathology. *Mindfulness*, *10*(2), 196-199. <http://dx.doi.org/10.1007/s12671-018-1030-0>
- Muris, P., & Petrocchi, N. (2016). Protection or vulnerability? A meta-analysis of the relations between the positive and negative components of self-compassion and psychopathology. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, *24*(2), 373-383. <https://doi.org/10.1002/cpp.2005>
- Neely, M. E., Schallert, D. L., Mohammed, S. S., Roberts, R. M., & Chen, Y.-J. (2009). Self-kindness when facing stress: The role of self-compassion, goal regulation, and support in college students' well-being. *Motivation and Emotion*, *33*(1), 88–97. <https://doi.org/10.1007/s11031-008-9119-8>
- Neff, K. (2003a). Self-compassion: An alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and Identity*, *2*(2), 85-101. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1080/15298860309032>
- Neff, K. (2003b). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, *2*(3), 223–250. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1080/15298860309027>
- Neff, K. D. (2023a). Self-compassion: Theory and measurement. In A. Finlay-Jones, K. Bluth, & K. Neff (Eds.). *Handbook of Self-Compassion* (Chap. 1), Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-031-22348-8>
- Neff, K. D. (2023b). Self-compassion: Theory, method, research, and intervention. *Annual Review of Psychology*, *74*, 193-218. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-032420-031047>
- Neff, K.D. (2016). The Self-Compassion Scale is a valid and theoretically coherent measure of self-compassion. *Mindfulness*, *7*(4), 264-274. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/s12671-016-0560-6>
- Neff, K. D., Bluth, K., Tóth-Király, I., Davidson, O., Knox, M. C., Williamson, Z., & Costigan, A. (2021). Development and validation of the Self-Compassion Scale for Youth. *Journal of Personality Assessment*, *103*(1), 92-105.
- Neff, K.D., & Germer, C. K. (2012). A pilot study and randomized controlled trial of the Mindful Self-Compassion Program. *Journal of Clinical Psychology*, *69*(1), 28-44. <https://doi.org/10.1002/jclp.21923>
- Neff, K., & Germer, C. (2017). Self-compassion and psychological wellbeing. In J. Doty (Ed.) *Oxford Handbook of Compassion Science*, Chap. 27., Oxford University Press. DOI: 10.1093/oxfordhb/9780190464684.013.27
- Neff, K., & Germer, C. (2018). *The mindful self-compassion workbook. A proven way to accept yourself, build inner strength, and thrive*. The Guilford Press
- Neff, K. D., Knox, M. C., Long, P., & Gregory, K. (2020). Caring for others without losing yourself: An adaptation of the mindful self-compassion program for healthcare communities. *Journal of Clinical Psychology*, *76*(9), 1543–1562. <https://doi.org/10.1002/jclp.23007>
- Neff, K. D., Long, P, Knox, M. C., Davidson, O., Kuchar, A., Costigan, A., Williamson, Z., Rohelder, N., Tóth-Király, I., & Breines, J. G. (2018). The forest and the trees: Examining the association of self-compassion and its positive and negative components with psychological functioning. *Self and Identity*, *17*(6), 627-645. <https://doi.org/10.1080/15298868.2018.1436587>
- Neff, K. D., & Tóth-Király, I. (2022). Self-Compassion Scale (SCS). In O. N. Medvedev, C. U. Krägeloh, R. J. Siegert, & N. N. Singh (Eds.), *Handbook of Assessment in Mindfulness Research* (pp. 1-22). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-030-77644-2_36-1
- Neff, K. D., Tóth-Király, I., Knox, M. C., Kuchar, A., & Davidson, O. (2021). The development and validation of the State Self-Compassion Scale (long- and short form). *Mindfulness*, *12*(1), 121–140. <https://doi.org/10.1007/s12671-020-01505-4>
- Oprış, D., & Macavei, B. (2005). The distinction between functional and dysfunctional negative emotions: An empirical analysis. *Journal of Cognitive and Behavioral Psychotherapies*, *5*(2), 181–195.
- Pandey, R., Tiwari, G.K., Parihar, P., & Rai, P.K. (2021). Positive, not negative, self-compassion mediates the relationship between self-esteem and well-being. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, *94*(1), 1-15. <https://doi.org/10.1111/papt.12259>
- Petrocchi, N., Ottaviani, C., & Couyoumdjijian, A. (2014). Dimensionality of self-compassion: Translation and construct validation of the self-compassion scale in an Italian sample. *J Ment Health*, *23*(2), <http://dx.doi.org/10.3109/09638237.2013.841869>
- Petrocchi, N., Piccirillo, G., Di Fiorucci, C., Mosucci, F., Di Iorio, C., Mastropietri, F., Parrotta, I., Pascucci, M., Magri, D., & Ottaviani, C. (2017). Transcranial direct current stimulation enhances soothing

- positive affect and vagal tone. *Neuropsychologia*, 96, 256–261. <https://doi.org/10.1016/j.neuropsychologia.2017.01.028>
- *Phillips, W. J. (2018). Past to future: Self-compassion can change our vision. *Journal of Positive Psychology and Wellbeing*, 2(2), 1-23.
- Phillips, W., & Hine, D.W. (2021). Self-compassion, physical health, and health behaviour: a meta-analysis. *Health Psychology Review*, 15(1), 113-139. <https://doi.org/10.1080/17437199.2019.1705872>
- Phillips, W.J., Hine, D.W., & Marks, A.D.G. (2017). Self-compassion moderates the predictive effects of implicit cognitions on subjective well-being. *Stress and Health*, 34(1), 143-151. <https://doi.org/10.1002/smi.2773>
- Podina, I., Jucan, A., & David, D. (2015). Self-compassion: A buffer in the pathway from maladaptive beliefs to depression. An exploratory study. *Journal of Evidence-Based Psychotherapies*, 15(1), 97-109.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 36(4), 717-731. <https://doi.org/10.3758/bf03206553>
- Preuss, H., Capito, K., van Eickels, R.H., Zemp, M., & Kolar, D. R. (2021). Cognitive reappraisal and self-compassion as emotion regulation strategies for parents during COVID-19: An online randomized controlled trial. *Internet Interventions*, 24, 100388. <https://doi.org/10.1016/j.invent.2021.100388>
- Pullmer, R., Chung, J., Samson, L., Balanji, S., & Zaitsoff, S. (2019). A systematic review of the relation between self-compassion and depressive symptoms in adolescents. *J Adolesc.* 74, 210-220. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2019.06.006>
- Raes, F., Pommier, E., Neff, K. D., & Van Gucht, D. (2011). Construction and factorial validation of a short form of the Self-Compassion Scale. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 18(3), 250–255. <https://doi.org/10.1002/cpp.702>
- Regehr, C., Glancy, D., & Pitts, A. (2013). Interventions to reduce stress in university students: A review and meta-analysis. *Journal of Affective Disorders*, 148(1), 1–11. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2012.11.026>
- Savari, Y., Mohagheghi, H., & Petrocchi, N. (2021). A preliminary investigation on the effectiveness of Compassionate Mind Training for students with major depressive disorder: A randomized controlled trial. *Mindfulness*, 12(1), 1159–1172. <https://doi.org/10.1007/s12671-020-01584-3>
- Sági, A., Köteles, F., & Komlósi, A. (2013). Az önmagunk iránt érzett együttérzés (önegyüttérzés) skála magyar változatának pszichometriai jellemzői. *Pszichológia*, 33(4), 293-312. <http://dx.doi.org/10.1556/Pszicho.33.2013.4.3>
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research*, 8(2), 23–74.
- Sedighimorani, N., Rimes, K. A., & Verplanken, B. (2019). Exploring the relationships between mindfulness, self-compassion, and shame. *SAGE Open*, 9(3). <https://doi.org/10.1177/2158244019866294>
- Seligman, M. E. P. (2011). *Flourish: A visionary new understanding of happiness and well-being*. Free Press.
- Shapira, L.B., & Mongrain, M. (2010). The benefits of self-compassion and optimism exercises for individuals vulnerable to depression. *The Journal of Positive Psychology*, 5(5), 377-389. <http://dx.doi.org/10.1080/17439760.2010.516763>
- Simms, L. J. (2008). Classical and modern methods of psychological scale construction. *Social and Personality Psychology Compass* 2(1), 414-443. <https://doi.org/10.1111/j.1751-9004.2007.00044.x>
- Sirois, F.M. (2015). A self-regulation resource model of self-compassion and health behavior intentions in emerging adults. *Preventive Medicine Reports*, 2, 218-222. <https://doi.org/10.1016/j.pmedr.2015.03.006>
- Sirois, F. M., Kitner, R., & Hirsch, J. K. (2015). Self-compassion, affect, and health-promoting behaviors. *Health Psychology*, 34(6), 661–669. <https://doi.org/10.1037/hea0000158>
- Sirois, F.M., Nauts, S., & Molnar, D.S. (2019). Self-compassion and bedtime procrastination: an emotion regulation perspective. *Mindfulness*, 10(3), 434-445. <https://doi.org/10.1007/s12671-018-0983-3>

- *Smeets, E., Neff, K., Alberts, H., & Peters, M. (2014). Meeting suffering with kindness: Effects of a brief self-compassion intervention for female college students. *Journal of Clinical Psychology, 70*(9), 794-807. <https://doi.org/10.1002/jclp.22076>.
- Sousa, V. D., & Rojjanasrirat, W. (2011). Translation, adaptation, and validation of instruments or scales for use in cross-cultural health care research: A clear and user-friendly guideline. *Journal of Evaluation in Clinical Practice, 17*(2), 268-274. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1365-2753.2010.01434.x>
- Steindl, S. R., Tellegen, C. L., Filus, A., Seppälä, E., Doty, J. R., & Kirby, J. N. (2021). The Compassion Motivation and Action Scales: a self-report measure of compassionate and self-compassionate behaviours. *Australian Psychologist, 56*(2), 93-110. <https://doi.org/10.1080/00050067.2021.1893110>
- *Stern, N.G., & Engeln, R. (2018). Self-compassionate writing exercises increase college women's body satisfaction. *Psychology of Women Quarterly, 42*(3), 326-341. <https://doi.org/10.1177/0361684318773356>
- Suh, H., & Jeong, J. (2021). Association of self-compassion with suicidal thoughts and behaviors and non-suicidal self-injury: A meta-analysis. *Front Psychol., 12*, 633482. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.633482>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics (6th ed.)*. Pearson
- Tandler, N., & Peterson, L.-E. (2020). Are self-compassionate partners less jealous? Exploring the mediation effects of anger rumination and willingness to forgive on the association between self-compassion and romantic jealousy. *Current Psychology, 39*(2), 750-760. <https://doi.org/10.1007/s12144-018-9797-7>
- Thimm, J. C. (2017). Relationships between early maladaptive schemas, mindfulness, self-compassion, and psychological distress. *International Journal of Psychology & Psychological Therapy, 17*, 1-15.
- Tobar, C. F., Michels, M., & Franco, S. C. (2022). Self-compassion and positive and negative affect on medical students during the COVID-19 pandemic. *J Hum Growth Dev., 32*(2), 339-350. <http://doi.org/10.36311/jhgd.v32.11909>
- Tomlinson, E. R., Yousaf, O., Vittersø, A. D., & Jones, L. (2018). Dispositional mindfulness and psychological health: A systematic review. *Mindfulness (N Y), 9*(1), 23-43. <https://doi.org/10.1007/s12671-017-0762-6>
- Toole, A. M., & Craighead, L. W. (2016). Brief self-compassion meditation training for body image distress in young adult women. *Body Image, 19*, 104-112. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2016.09.001>
- Tóth-Király, I., & Neff, K. D. (2021). Is self-compassion universal? Support for the measurement invariance of the Self-Compassion Scale across populations. *Assessment, 28*(1), 169-185. <https://doi.org/10.1177/1073191120926232>
- Turk, F., & Waller, G. (2020). Is self-compassion relevant to the pathology and treatment of eating and body image concerns? A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology Review, 79*, <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2020.101856>
- Uršič, N., Cocjančič, D., & Žvelc, G. (2019). Psychometric properties of the Slovenian long and short version of the Self-Compassion Scale. *Psihologija, 52*(2), 107-125. <https://doi.org/10.2298/PSII80408029U>
- Xavier, S., Branquinho, M., Pires, R., Moreira, H., Coelho, M., & Araújo-Pedrosa, A. (2023). Dysfunctional attitudes toward motherhood and depressive symptoms in Portuguese pregnant women during COVID-19 pandemic: the mediating roles of self-compassion and mindful self-care. *Mindfulness, 14*(2), 418-428. <https://doi.org/10.1007/s12671-022-02049-5>
- Yang, F.-H., Tan, S.-L., & Lin, Y.-L. (2022). The relationships among mindfulness, self-compassion, and subjective well-being: The case of employees in an international business. *Sustainability, 14*(9), 5266. <https://doi.org/10.3390/su14095266>
- Yang, X., Zhu, J., & Hu, P. (2023). Perceived social support and procrastination in college students: A sequential mediation model of self-compassion and negative emotions. *Current Psychology, 42*(9), 5521-5529. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-01920-3>
- Yapan, S., Türkçapar, M. H., & Boysan, M. (2020). Rumination, automatic thoughts, dysfunctional attitudes, and thought suppression as transdiagnostic factors in depression and anxiety. *Current Psychology:*

A Journal for Diverse Perspectives on Diverse Psychological Issues. Advanced online publication. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-01086-4>

- *Yip, V. T., & Tong, E. M. W. (2021). Self-compassion and attention: Self-compassion facilitates disengagement from negative stimuli. *The Journal of Positive Psychology*, 16(5), 593-609. <https://doi.org/10.1080/17439760.2020.1778060>
- Vislă, A., Holtforth, M.g., & David, D. (2015). Descriptive/inferential cognitive processes and evaluative cognitive processes: Relationships among each other and with emotional distress. *J Rat-Emo Cognitive-Behav Ther*, 33(2), 148-159. <https://doi.org/10.1007/s10942-015-0207-x>
- Wakelin, K. E., Perman, G., & Simonds, L.M. (2022). Effectiveness of self-compassion-related interventions for reducing self-criticism: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 29(1), 1-25. <https://doi.org/10.1002/cpp.2586>
- Wang, H., & Lou, X. (2022). A meta-analysis on the social relationship outcome of being compassionate towards oneself: The moderating role of individualism-collectivism. *Personality and Individual Differences*, 184, 111162. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.111162>
- Watson, D., Clark, L. A., & Carey, G. (1988a). Positive and negative affectivity and their relation to anxiety and depressive disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 97(3), 346-353. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.97.3.346>
- Watson, D., Clark, L.A., & Tellegen, A. (1988b). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 64(6), 1063-1070.
- Watson, D., & Pennebaker, J. W. (1989). Health complaints, stress, and distress: Exploring the central role of negative affectivity. *Psychological Review*, 96(2), 234-254. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.96.2.234>
- Weissman, A. N., & Beck, A. T. (1978). Development and validation of the Dysfunctional Attitude Scale. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, Toronto, Canada.
- West, S. G., Taylor, A. G., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 209-231). Guilford.
- Wilson, A. C., Mackintosh, K., Power, K., & Chan, S. W. Y. (2019). Effectiveness of self-compassion related therapies: A systematic review and meta-analysis. *Mindfulness*, 10(6), 979-995. <https://doi.org/10.1007/s12671-018-1037-6>
- Wong, C. C. Y., & Mak, W. W. S. (2013). Differentiating the role of three self-compassion components in buffering cognitive-personality vulnerability to depression among Chinese in Hong Kong. *Journal of Counseling Psychology*, 60(1), 162-169. <https://doi.org/10.1037/a0030451>
- *Wong, C. C. Y., & Mak, W. W. S. (2016). Writing can heal: Effects of self-compassion writing among Hong Kong Chinese college students. *Asian American Journal of Psychology*, 7(1), 74-82. <https://doi.org/10.1037/aap0000041>
- Wong, M. Y.C., Chung, P.-K., & Leung, K.-M. (2020). The relationship between physical activity and self-compassion: a systematic review and meta-analysis. *Mindfulness*. <https://doi.org/10.1007/s12671-020-01513-4>
- Zessin, U., Dickhauser, O., & Garbade, S. (2015). The relationship between self-compassion and well-being: A meta-analysis. *Applier Psychology: Health and Well-Being*, 7(3), 340-364. <https://doi.org/10.1111/aphw.12051>
- *Ziemer, K. S., Lamphere, B. R., Raque-Bogdan, T. L., & Schmidt, C. K. (2019). A randomized controlled study of writing interventions on college women's positive body image. *Mindfulness*, 10(1), 66-77. <https://doi.org/10.1007/s12671-018-0947-7>
- *Studii include în meta-analiza