

Uloga atribucija u procesu samostigmatizacije roditelja djece s razvojnim jezičnim poremećajem

Kramarić, Matea

Doctoral thesis / Disertacija

2023

Degree Grantor / Ustanova koja je dodijelila akademski / stručni stupanj: **University of Zagreb, Faculty of Humanities and Social Sciences / Sveučilište u Zagrebu, Filozofski fakultet**

<https://doi.org/10.17234/diss.2023.162858>

Permanent link / Trajna poveznica: <https://um.nsk.hr/um:nbn:hr:131:726460>

Rights / Prava: [In copyright](#) / [Zaštićeno autorskim pravom.](#)

Download date / Datum preuzimanja: **2024-05-12**



Repository / Repozitorij:

[ODRAZ - open repository of the University of Zagreb Faculty of Humanities and Social Sciences](#)





Sveučilište u Zagrebu

Filozofski fakultet

Matea Kramarić

**ULOGA ATRIBUCIJA U PROCESU
SAMOSTIGMATIZACIJE RODITELJA
DJECE S RAZVOJNIM JEZIČNIM
POREMEĆAJEM**

DOKTORSKI RAD

Zagreb, 2023.



Sveučilište u Zagrebu

Filozofski fakultet

Matea Kramarić

**ULOGA ATRIBUCIJA U PROCESU
SAMOSTIGMATIZACIJE RODITELJA
DJECE S RAZVOJNIM JEZIČNIM
POREMEĆAJEM**

DOKTORSKI RAD

Mentorice:

prof. dr. sc. Željka Kamenov
izv. prof. dr. sc. Gordana Hržica

Zagreb, 2023.



University of Zagreb

Faculty of Humanities and Social Sciences

Matea Kramarić

**THE ROLE OF ATTRIBUTIONS IN THE
SELF-STIGMA PROCESS AMONG
PARENTS OF CHILDREN WITH
DEVELOPMENTAL LANGUAGE
DISORDER**

DOCTORAL DISSERTATION

Supervisors:
prof. Željka Kamenov, PhD
assoc. prof. Gordana Hržica, PhD

Zagreb, 2023

O MENTORICAMA

Prof. dr. sc. Željka Kamenov zaposlena je kao redovita profesorica u trajnom zvanju na Katedri za socijalnu psihologiju Odsjeka za psihologiju Filozofskog fakulteta Sveučilišta u Zagrebu. Znanstveni stupanj doktora znanosti iz socijalne psihologije stekla je 1998. godine obranom disertacije pod naslovom „Socijalna (ne)prikladnost prosudbe o uzrocima ponašanja temeljene na grupnoj pripadnosti“. Nastavnica je na preddiplomskom, diplomskom, specijalističkom i doktorskom studiju psihologije u okviru kojih vodi kolegije: Socijalna percepcija i stavovi, Neeksperimentalna psihologijska metodologija, Socijalna kognicija, Komunikacijske vještine, Psihologija roda i spola, Psihologija partnerskih odnosa, Kognitivna socijalna psihologija, Suvremeni pristupi istraživanjima bliskih odnosa. Kao nastavnica iz područja socijalne psihologije, metodologije istraživanja i komunikacijskih vještina surađuje i na doktorskim studijima glotodidaktike, kineziologije i socijalnog rada. Zajedno s prof. dr. sc. Vesnom Vlahović-Štetić dobitnica je državne Nagrade Ivan Filipović za doprinos visokom školstvu u RH. Njeni istraživački i stručni interesi usmjereni su na područje socijalne kognicije (pojam o sebi i drugima, atribucijski procesi, samoregulacija, kognitivni pristup stereotipima, stavovi, stigmatizacija, rodne uloge i stereotipi) kao i na područje bliskih odnosa (privrženost u odrasloj dobi; ljubavni, prijateljski i obiteljski odnosi u odrasloj dobi). Vodila je niz domaćih i međunarodnih znanstvenih projekata, među kojima su „Uloga socio-kognitivnih procesa u samoregulaciji i interpersonalnim odnosima“, „Percepcija, iskustvo i stavovi o rodnoj diskriminaciji u RH“, „Nacionalni i europski identitet“, „Rodne, generacijske i kulturalne razlike u izražavanju ljubavi među bračnim partnerima“, „Manjinski stres i mentalno zdravlje osoba homoseksualne i biseksualne orijentacije u Hrvatskoj“ te „Obilježja partnera i njihove međusobne interakcije koja doprinose održavanju kvalitetnih partnerskih odnosa u kontekstu destabilizacijskih izazova u suvremenom društvu“. Pod njenim mentorstvom izrađeno je i obranjeno više od 100 diplomskih radova, dva znanstvena magistarska rada, dva specijalistička rada iz kliničke psihologije i 13 doktorskih disertacija. Objavila je više od 60 izvornih znanstvenih radova, urednica je i koautorica 8 znanstvenih knjiga, koautorica je udžbenika iz psihologije za gimnazije, napisala je 7 stručnih priručnika te uredila tri knjige sažetaka sa znanstvenih skupova. Održala je dvadesetak pozvanih predavanja i podnijela više od 160 priopćenja na međunarodnim i domaćim znanstvenim i stručnim skupovima (<https://www.bib.irb.hr/pregled/profil/13522>). Članica je Hrvatskog psihološkog društva, Hrvatske psihološke komore, Hrvatskog udruženja za bihevioralno-kognitivne terapije, Društva za psihološku pomoć, *International Association for Relationship Research* te *Stress, Trauma, Anxiety, and Resilience Society*.

Izv. prof. dr. sc. Gordana Hržica diplomirala je kroatistiku i komparativnu književnost na Filozofskom fakultetu Sveučilišta u Zagrebu te je na istom fakultetu doktorirala 2011. u području humanističkih znanosti (polje filologija) radom “Glagolske kategorije aspekta, vremena i akcionalnosti u usvajanju hrvatskog jezika”. Zaposlena je kao izvanredna profesorica na Odsjeku za logopediju Edukacijsko-rehabilitacijskoga fakulteta Sveučilišta u Zagrebu. Trenutačno je i pročelnica Odsjeka. Znanstvena su joj istraživanja usmjerena na područja jezičnoga usvajanja, jezične obrade, dvojezičnosti i jezične procjene. Održava nastavu na prijediplomskom i diplomskom studiju logopedije te na poslijediplomskom studiju Poremećaji jezika, govora i slušanja. Usavršavala se kao Marie-Sklodowska Curie postdoktorski istraživač na Odsjeku za razvojnu psihologiju i socijalizaciju Sveučilišta u Padovi na projektu “*Language Dominance of Bilingual Speakers Perceived as Balanced*” (Piscopia Marie Curie Action, PISCRTJQ4Y). Usavršavala se između ostaloga na Odsjeku za lingvistiku Sveučilišta u Beču, Odsjeku za kliničku lingvistiku Sveučilišta Reading (Berkshire) i istraživačkom centru ZAS Centre for General Linguistics (Berlin). Voditeljica je znanstvenoga projekta “Višerazinski pristup govornom diskursu u jezičnom razvoju” (HRZZ, UIP-2017-05-6603) te suvoditeljica hrvatskoga dijela međunarodnog projekta “*Feast and Famine: Confronting Overabundance and Defectivity in Language*” (AH/T002859/1). Vodila je bilateralni projekt sa Sveučilištem u Beču “Jezični unos i socioekonomski čimbenici u istovremenom usvajanju dvaju jezika” (MZO) te je sudjelovala i sudjeluje u više međunarodnih i hrvatskih znanstvenih i stručnih projekata. Suautorica je Čestotnoga rječnika hrvatskoga dječjeg jezika (2022), korpusa HrAL: Hrvatski korpus govornog jezika odraslih (2019), Hrvatskoga diskursnoga korpusa govornika s afazijom (2017) te dvaju korpusa pripovijedanja (2019). Samostalno ili u suautorstvu napisala je 15 poglavlja u knjigama, preko 50 znanstvenih radova te je više od 140 puta sudjelovala na znanstvenim konferencijama u Hrvatskoj i inozemstvu (<https://www.bib.irb.hr/pregled/profil/22618>). Suautorica je i prvih standardiziranih testova za jezičnu procjenu u Hrvatskoj. Bila je tajnicom Odjela za rani jezični razvoj Hrvatskoga filološkoga društva.

Ovo doktorsko istraživanje nastalo je u okviru projekta Hrvatske zaklade za znanost “Višerazinski pristup govornom diskursu u jezičnom razvoju” (UIP-2017-05-6603).

Provedba ovog istraživanja ne bi bila moguća bez stručne podrške ustanova Suvag Zagreb, Suvag Osijek, Poliklinika za rehabilitaciju osoba sa smetnjama u razvoju Split, KBC Rijeka, Logopedski centar Blaži, Logopedski kabinet Verbum Sanum, Nastavno-klinički centar Edukacijsko-rehabilitacijskog fakulteta u Zagrebu, ali i brojnih logopeda zaposlenih u osnovnim školama, vrtićima, bolnicama te privatnim kabinetima diljem Hrvatske.

Mišljenja, nalazi, zaključci ili preporuke navedene u ovom radu isključiva su odgovornost autora i ne odražavaju nužno stajališta Hrvatske zaklade za znanost te ostalih navedenih ustanova.

Tijekom nastajanja ovog rada imala sam podršku velikog broja ljudi.

Hvala mojim mentoricama, prof. dr. sc. Željki Kamenov i izv. prof. dr. sc. Gordani Hržica, na uloženom trudu, stručnim savjetima i podršci tijekom svih faza izrade ovog rada. Zahvaljujem i ostalim članicama povjerenstva koje su pratile moj rad, doc. dr. sc. Teni Vukasović Hlupić, izv. prof. dr. sc. Nini Pavlin Bernardić, izv. prof. dr. sc. Lindi Rajhvan Bulat te prof. dr. sc. Gordani Keresteš, na svim savjetima, podijeljenim razmišljanjima, ali i na stvaranju ugodnog okruženja u kojem je čitav ovaj proces bio lakši. Hvala prof. dr. sc. Jeleni Kuvač Kraljević te kolegicama Ani Butković, Martini Lotar Rihtarić i Ajani Löw koje su mi svaka na svoj način, odgovorom, savjetom i/ili podrškom, pomogle tijekom različitih faza izrade ovog rada.

Hvala svim sudionicima istraživanja na izdvojenom vremenu i pruženom povjerenju, kao i svim logopedinjama i logopedima koji su uz svoje svakodnevne radne obaveze uložili dodatni trud kako bi kontaktirali i motivirali potencijalne sudionike istraživanja. Bez vas ovog istraživanja ne bi bilo! Posebno hvala dragoj Silvani koja je uvijek našla vremena da mi udijeli riječ ohrabrenja.

Hvala kolegicama i kolegama s posla koji su me bodrili u različitim fazama izrade ovog rada, a posebno mojoj supatnici, kolegici i dragoj prijateljici A. čija se pozitivna energija i iskrena podrška osjete čak i na daljinu. Hvala mojim kolegama i prijateljima s dokorskog studija koji su ovo putovanje učinili ipak malo manje stresnim, a pogotovo onima koji su uvijek spremno slušali o mojim nedoumicama i brigama, ohrabrivali me u najtežim trenucima te slavili sa mnom male i velike uspjehe (znate koji ste). Najveće hvala mojim najbližim prijateljima, posebno jednoj maloj skupini velikih žena koje uvijek vjeruju u mene te koje su bile uz mene i kada nije sve bilo dobro. I konačno, hvala mojoj obitelji, posebno majci, što mi pruža podršku cijeli moj život.

SAŽETAK

Cilj ovog istraživanja bio je provjera atribucijskog modela samostigmatizacije kod roditelja djece s razvojnim jezičnim poremećajem, populacije koja do sada nije istraživana u kontekstu samostigmatizacije roditelja djece s razvojnim teškoćama. Ispitali smo (1) posreduju li atribucije uzroka djetetova poremećaja odnos između percipirane i internalizirane stigme te (2) učinke stigme i atribucija na psihičko funkcioniranje roditelja. Provedeno je longitudinalno istraživanje s tri točke prikupljanja podataka u razmaku od po tri mjeseca. U istraživanju je sudjelovalo ukupno 380 roditelja djece s primarnom dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja. U svakoj točki sudionici su ispunili *online* upitnik koji se sastojao od revidiranih inačica Skale obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca i Skale pridružene stigme, Revidirane skale kauzalnih dimenzija (CDS-II), Skale depresivnosti, anksioznosti i stresa (DASS-21), te sociodemografskih pitanja o roditelju i djetetu. Tehnikom linearnog strukturalnog modeliranja testirano je i uspoređeno nekoliko ugniježđenih autoregresijskih križnih modela. Rezultati su pokazali da percipirana stigma ima stabilan pozitivan učinak na internaliziranu stigmu tri mjeseca kasnije. Nije potvrđena medijacijska uloga atribucija u odnosu između percipirane i internalizirane stigme, no percipirana stigma mjerena u prvoj točki predviđala je pripisivanje djetetovog poremećaja unutarnjim uzrocima u drugoj točki. Očekivani učinak internalizirane stigme na negativna emocionalna stanja nije se pokazao značajnim. Percepcija stabilnosti uzroka djetetova poremećaja bila je povezana s porastom u negativnim emocionalnim stanjima tri mjeseca kasnije, a viša razina negativnih emocionalnih stanja predviđala je internaliziranu stigmu tri mjeseca kasnije.

Ključne riječi: atribucije, model samostigmatizacije, percepcija uzroka djetetovih razvojnih teškoća, psihičko funkcioniranje roditelja, razvojni jezični poremećaj, roditelji djece s razvojnim teškoćama, samostigma, stigma, stigma zbog povezanosti, Weinerova atribucijska teorija

SUMMARY

Introduction

Stigma refers to the possession of certain characteristics or the belief that a person possesses characteristics associated with a less valuable social identity in a society (Crocker et al., 1998). There are four interrelated types of stigma (Pryor & Reeder, 2011; as cited in Bos et al., 2013): (1) public stigma, refers to society's attitudes and reactions toward stigmatized groups, (2) structural stigma, refers to the legitimization of a stigmatized status, (3) self-stigma, refers to the internalization of public stigma, and (4) stigma by association, refers to the transmission of stigma to people close to stigmatized individuals. Stigma by association can also be internalized as affiliate stigma (Mak & Cheung, 2008). According to the socio-cognitive model of self-stigma (Watson et al., 2007; Corrigan & Rao, 2012), self-stigma develops in four sequential stages. First, a person perceives the stigma in public (awareness phase), then begins to accept negative stereotypes from the public (acceptance phase), and when he or she begins to apply these stereotypes and prejudices to him or herself, internalization of the stigma occurs (application phase). Finally, internalization of the stigma leads to impairment of the person's psychological functioning (harmful consequences phase). The model has not been fully confirmed empirically (see e.g., Watson et al., 2007; Corrigan et al., 2011; Göpfert et al., 2019).

Two models of self-stigma of parents of children with disabilities have been tested in previous studies: the model proposed by Eaton et al. (2020) and the attribution model (Čolić et al., 2021; Mak & Kwok, 2010). The present study also tested the attribution model of parent self-stigma, which proposes that attributions of the cause of child developmental difficulties mediate the relationship between perceived and internalized stigma. Previous research has shown that attributions of the cause of a negative event are related to one's adaptation. According to Weiner's (1985) theory, all causes can be classified on three dimensions, locus (internal vs. external causes), stability (stable vs. unstable causes), and controllability (controllable vs. uncontrollable causes). Depending on how one perceives the cause in terms of locus, stability, and controllability, different cognitive, emotional, and behavioral responses occur. The attribution approach has proven to be a useful theoretical framework for explaining stigma, although it has been explored primarily in the area of public stigma. Results consistently show that public stigma is greater when people attribute the stigmatizing condition to controllable causes (e.g., Weiner et al., 1988; Schwarzer & Weiner, 1991; Corrigan et al., 2003). The role of attributions in the process of self-stigma has been

less researched, and previous findings have been inconsistent (e.g., Mak & Wu, 2006; Boyle, 2016; Mak & Kwok, 2010). Studies have primarily focused on the controllability dimension, although some research on the relationship between attributions and adjustment to negative life events suggests that other dimensions should also be considered (e.g., Boyle, 2016; Roesch & Weiner, 2001).

The focus of research has only recently shifted to the self-stigmatization of parents of children with developmental disabilities. Previous studies (e.g., Mak & Cheung, 2008; Mak & Kwok, 2010; Eaton et al., 2020) have found low to moderate levels of stigma in parents, but internalized stigma has consistently been associated with negative psychological outcomes (for a review, see Papadopoulos et al., 2018). The focus of the present study was on self-stigma in parents of children diagnosed with the developmental language disorder, a population that has not been previously studied. The developmental language disorder is a condition in which children have difficulty using and/or understanding language without any other known deficits that lead to language difficulties (Leonard, 2014). It is a heterogeneous disorder with various clinical manifestations that persists into adulthood. Although the external symptoms are usually less visible, the disorder is associated with various negative consequences, both for the child (e.g., Botting & Conti-Ramsden, 2000; Conti-Ramsden & Botting, 2004; Young et al., 2002) and for the parents (e.g., Macharey & von Suchodoletz, 2008; Marshall et al., 2007).

Therefore, the aim of this study was to test the attribution model of self-stigma in parents of children diagnosed with the developmental language disorder. We examined (1) whether attributions of the cause of the child's disorder mediate the relationship between perceived and internalized stigma, and (2) the effects of stigma and attributions on parents' psychological functioning.

Methodology

We conducted a three-wave longitudinal study with a three-month time interval: the first wave in December 2020, the second wave in March 2021, and the third wave in June 2021. Data were collected from parents whose children had been diagnosed with the developmental language disorder. The children were between 4 and 15 years old and the majority (93 %) was receiving speech and language therapy. Parents whose child had a comorbidity with a more severe disorder or was physically disabled were excluded from the sample. Participants were recruited through speech-language pathologists and, to a lesser

extent, online advertisements. The final sample consisted of 380 parents from different regions of the country: 171 (45 %) participated in all three waves, 98 in two waves (25.8 %; $N_{12} = 67$, $N_{23} = 17$, $N_{13} = 14$), and 111 in only one wave (29.2 %; $N_1 = 74$, $N_2 = 17$, $N_3 = 20$). The mean age of participants was $M = 39.63$, $SD = 5.15$, and 94 % were mothers. The sample was heterogeneous in terms of time elapsed since the child's diagnosis (age range: 0-12 years, $M = 3.44$ years, $SD = 2.39$).

Data were collected online via SurveyMonkey. Participants were asked to complete revised versions of the Devaluation of Consumer Families Scale (Struening et al., 2001) and the Affiliate Stigma Scale (Mak & Cheung, 2008), the Revised Causal Dimension Scale, CDS-II (McAuley et al., 1992), the Depression Anxiety Stress Scale, DASS-21 (S. H. Lovibond & P. F. Lovibond, 1995), and a sociodemographic questionnaire designed for the purposes of this study. Participants received the invitation to complete the questionnaire via their email addresses collected before the start of the study. In each wave, the invitation was sent to all addresses, regardless of whether the participant had taken part in the previous wave. At the end of the study, all participants received a short report with the main conclusions of the study and information brochures on parental stigma and developmental language disorder as a thank you for their participation.

Data were analyzed using linear structural equation modeling. Facet-representative item parceling was used to create indicators for latent variables. The parcels formed as means of the subscales were used as indicators of perceived stigma, internalized stigma, and negative emotional states, and the items of the subscales of CDS-II scale were used as indicators of the locus, stability, and controllability of the cause of the child's developmental language disorder. Several nested cross-lagged models were tested using maximum likelihood with robust standard errors (MLR). Missing data were handled using full information maximum likelihood (FIML).

Results

Consistent with the socio-cognitive model of self-stigma, the results showed a temporally stable effect of perceived stigma on internalized stigma over time. Higher perceived stigma was associated with an increase in internalized stigma three months later. However, contrary to our hypothesis, perceived stigma had a direct longitudinal effect on internalized stigma. The hypothesized mediating role of attributions of the cause of the child's language impairment in the relationship between perceived and internalized stigma was not

confirmed. Perceived stigma had a significant longitudinal effect only on the locus of the cause of the child's disorder. Parents who perceived more blaming and devaluing in their social environment were more likely to attribute their child's disorder to internal causes (causes related to the parents) three months later. However, the effect was found only in one time interval (from T2 to T3). One possibility is that attribution effects were not obtained because participants were heterogeneous in terms of time elapsed since the child's diagnosis, i.e., parents were not at the same stage of adjustment to the child's diagnosis. The relationship between attributions and adjustment to negative events could differ over time. Therefore, it is important to consider the time since the event when interpreting attributions and their relationship to adjustment.

No longitudinal effect of internalized stigma on parents' negative emotional states was found either. Internalized stigma did not mediate the relationship between attributions of the cause of the child's disorder and negative emotional states, but perception of the stability of the cause of the child's disorder measured at T1 had a direct positive effect on negative emotional states measured at T2. In addition, negative emotional states at T2 had a significant positive effect on internalized stigma at T3. In other words, the results suggest that a greater perception of the stability of the cause of the disorder leads to higher levels of negative emotional states in parents, and impaired psychological functioning leads to greater internalization of stigma. However, the indirect effect of the stability of the cause of the child's disorder on internalized stigma via parents' negative emotional states was not significant, most likely due to insufficient statistical power.

Although some hypothesized longitudinal relationships were not found, this does not mean that they do not exist. It is possible that the time interval was not optimal to achieve certain effects. To our knowledge, this is the first study of self-stigma in parents of children diagnosed with the developmental language disorder. The results suggest that the conclusions about the relationship between perceived stigma and internalized stigma over time may be generalizable to a population in which the disorder is less visible.

Conclusion

The present study confirmed the longitudinal effect of perceived stigma on stigma internalization. The stigma was internalized to a greater extent by individuals who were more aware of the existence of the public stigma. Not all parents who perceived the stigma internalized the stigma. The mechanisms underlying the internalization of stigma are still

poorly understood, and the present study did not confirm the mediating role of attributions. Although it is widely believed that internalization of stigma leads to impaired psychological functioning, our findings, as well as some previous research, suggest that this relationship may be bidirectional and more complex. We found that higher perceived stability of the cause of the child's disorder was associated with an increase in negative emotional states in parents and that parents with impaired psychological functioning were more vulnerable to internalizing stigma over time. Findings suggest that interventions to reduce stigma should aim to reduce public stigma against parents of children with developmental disabilities and educate parents about mental health care strategies. Professional psychological support should be offered to those who have difficulty coping with stress and negative feelings.

Keywords: attributions, model of self-stigma, perception of the cause of a child's developmental difficulties, psychological functioning of parents, developmental language disorder, parents of children with developmental disabilities, self-stigma, stigma, stigma by association, Weiner's attribution theory

Sadržaj

UVOD.....	1
Stigma – određenje pojma i oblici stigme	2
Proces samostigmatizacije	6
Stigma i samostigma članova obitelji	9
<i>Odrednice i posljedice roditeljske stigme</i>	10
<i>Proces samostigmatizacije roditelja djece s teškoćama</i>	14
Atribucijski pristup u objašnjavanju ponašanja	16
<i>Teorije atribucija te pogreške i pristranosti u atribuiranju</i>	17
<i>Weinerova atribucijska teorija motivacije</i>	19
<i>Primjena Weinerove teorije u objašnjavanju ponašanja</i>	21
Atribucije i stigma	23
<i>Atribucije i samostigma</i>	26
<i>Roditeljske atribucije djetetovih teškoća i prilagodba roditelja</i>	28
Metodologija istraživanja atribucija i stigme roditelja djece s razvojnim teškoćama	31
<i>Mjerni instrumenti za ispitivanje stigme</i>	32
<i>Skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca</i>	38
<i>Skala pridružene stigme</i>	38
<i>Metodološki pristupi u ispitivanju atribucija</i>	40
<i>Revidirana skala kauzalnih dimenzija, CDS-II</i>	43
Razvojni jezični poremećaj.....	45
<i>Psihičke i socijalne posljedice razvojnog jezičnog poremećaja</i>	46
<i>Posljedice za obitelj</i>	47
CILJ, PROBLEMI I HIPOTEZE ISTRAŽIVANJA	49
METODA	50
Sudionici	50
<i>Kriteriji odabira sudionika</i>	51
<i>Opis uzorka</i>	53
<i>Analiza osipanja sudionika</i>	56
Postupak.....	58
Mjerni instrumenti	60
<i>Revidirana skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca</i>	62
<i>Revidirana skala pridružene stigme</i>	63

<i>Revidirana skala kauzalnih dimenzija, CDS-II</i>	64
<i>Skala depresivnosti, anksioznosti i stresa, DASS-21</i>	65
Obrada podataka	66
REZULTATI	72
Provjera latentne strukture konstrukata	72
Kreiranje parcela i provjera statističkih preduvjeta za analize	78
Mjerni modeli	84
<i>Provjera mjerne invarijantnosti kroz vrijeme</i>	88
Strukturalni model	88
Uzroci kojima roditelji pripisuju djetetov razvojni jezični poremećaj	100
RASPRAVA.....	103
Stigma i negativna emocionalna stanja kod roditelja djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja	103
Longitudinalni odnosi između percipirane stigme, atribucija uzroka djetetova poremećaja, internalizirane stigme te negativnih emocionalnih stanja.....	108
<i>Odnos percipirane i internalizirane stigme</i>	109
<i>Odnos atribucija uzroka djetetova poremećaja s roditeljskom stigmom i psihičkim funkcioniranjem roditelja</i>	110
<i>Odnos internalizirane stigme i psihičkog funkcioniranja roditelja</i>	118
Odnos ispitanih konstrukata i sociodemografskih obilježja roditelja i djeteta	120
Ograničenja i smjernice za buduća istraživanja.....	124
Doprinosi istraživanja	129
ZAKLJUČAK.....	131
LITERATURA	133
PRILOG 1.....	170
PRILOG 2.....	173
PRILOG 3.....	201
PRILOG 4.....	202
ŽIVOTOPIS	204
Popis objavljenih radova.....	205

UVOD

Pojedinci koji posjeduju neko obilježje povezano s negativnim socijalnim identitetom često su izloženi negativnim reakcijama okoline koje proizlaze iz različitih negativnih uvjerenja. Drugim riječima, izloženi su stigmatizaciji. Stigma obuhvaća širok raspon stanja te stigmatizaciji mogu biti izložene različite skupine, poput primjerice, osoba s intelektualnim, psihičkim i drugim teškoćama, pripadnika pojedinih etničkih, vjerskih ili rasnih skupina, osoba neprihvatljivog socijalnog ponašanja, osoba niskog socioekonomskog statusa i slično. Osobe sa stigmom okolina obično lošije prihvaća zbog čega mogu biti izolirane ili odbačene od društva. Međutim, stigmatizirani mogu biti i članovi njihovih obitelji koji ta negativna obilježja ne posjeduju. Stigma članova obitelji može se očitovati na različite načine, ovisno o tipu odnosa sa stigmatiziranom osobom.

Roditelji djece s razvojnim teškoćama često se suočavaju s osuđivanjem i kritikom društva zbog svoje uloge u djetetovom razvoju te omalovažavanjem i isključivanjem iz društva zbog toga što imaju dijete s teškoćama. Stigma može biti očita, ali i suptilna kroz prikrivene komentare i poglede. Roditelji i njihova djeca mogu biti stigmatizirani čak i od vlastite obitelji, prijatelja, poznanika, učitelja, liječnika ili drugih zdravstvenih i stručnih djelatnika s kojima dolaze u kontakt. Učestala izloženost stigmatizaciji može rezultirati samostigmatizacijom. Naime, stigmatizirani pojedinci mogu početi prihvaćati stigmatu koja postoji u okolini te je internalizirati. No još uvijek nije sasvim jasno koji su to čimbenici koji doprinose samostigmatizaciji, a koji djeluju kao zaštitni. Jedan od čimbenika koji bi mogao objasniti zašto kod nekih pojedinaca dolazi do internalizacije stigme su atribucije uzroka stigmatizirajućeg stanja. No istraživanja uloge atribucija u procesu samostigmatizacije vrlo su rijetka te pružaju nekonzistentne zaključke.

Dosadašnja su istraživanja bila primarno usmjerena na stigmatizaciju i samostigmatu nositelja stigme, u najvećoj mjeri psihički oboljelih osoba. Stigma roditelja i drugih članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca relativno je slabo istražena. Pritom su se postojeća istraživanja također većinom bavila roditeljima psihički oboljele djece ili djece s intelektualnim teškoćama pa se postavlja pitanje koliko se dobiveni rezultati mogu generalizirati na druge populacije, primjerice one kod kojih je poremećaj slabije vidljiv ili one koje u većoj mjeri izazivaju suosjećanje javnosti. Fokus je ovog rada na samostigmatizaciji roditelja djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja. Za ovaj je poremećaj karakteristično da su jezične sposobnosti djeteta znatno lošije u odnosu na njegovu dob, no vanjski su simptomi slabije uočljivi. Ovo je prvo istraživanje stigme roditelja djece s

razvojnim jezičnim poremećajem u Hrvatskoj, a ujedno, prema našim saznanjima, i prvo longitudinalno istraživanje koje je za cilj imalo testirati atribucijski model samostigmatizacije roditelja djece s razvojnim teškoćama.

Uvodni će dio biti podijeljen na dvije veće cjeline. U prvom dijelu bit će dan pregled teorijskih osnova i dosadašnjih istraživanja, s naglaskom na sociokognitivni pristup (samo)stigmatizaciji (Corrigan, 2000; Corrigan i Rao, 2012; Corrigan i Watson, 2002; Corrigan, Watson i Barr, 2006; Watson i sur., 2007) i Weinerovu (1985) atribucijsku teoriju. Posebno ćemo se osvrnuti na dosadašnje spoznaje o stigmati i samostigmatizaciji roditelja djece s razvojnim teškoćama. U drugom će dijelu biti prikazan osvrt na mjerne instrumente i metodologiju istraživanja atribucija i stigme, s posebnim naglaskom na roditeljsku stigmatu.

Stigma – određenje pojma i oblici stigme

Prema jednoj od definicija, stigma se odnosi na posjedovanje određenih obilježja i osobina ili vjerovanje da osoba posjeduje obilježja i osobine koje se u nekom socijalnom kontekstu vežu uz manje vrijedan socijalni identitet (Crocker i sur., 1998). Pojam stigme veže se uz bilo koje obilježje ili znak koji ukazuje na stanje odstupanja od prototipa ili norme i obuhvaća širok raspon stanja, poput bolesti, invalidnosti, razvojnih poremećaja, siromaštva, beskućništva i slično (Weiner i sur., 1988). Prema Goffmanu (1963), stigmatizirajuća stanja mogu se podijeliti u tri glavne kategorije: fizičke, karakterne i plemenske stigme. Fizički tip stigme obuhvaća različita anatomska ili fiziološka obilježja i hendikepe na tijelu koji su urođeni ili stečeni, poput primjerice, invalidnosti, tjelesnih izobličenja, debljine i sl., karakterne stigme odnose se na negativne karakterne osobine koje se povezuju sa psihičkim bolestima, društveno neprihvatljivim ponašanjima, ovisnostima, nezaposlenosti i sl., a plemenske stigme na pripadnost određenoj rasi, rodnoj kategoriji, religiji ili narodu.

S druge strane, Jones i suradnici (1984) navode šest dimenzija za razlikovanje stigmatizirajućih stanja: (1) prikrivenost, koja se odnosi na stupanj u kojem su stigmatizirajuća obilježja vidljiva, (2) tijek (progresija) stanja, odnosno u kojoj mjeri će stigmatizirajuća obilježja tijekom vremena postati istaknutija, (3) ometanje, odnosno u kojoj mjeri stigmatizirajuća stanja ometaju pojedinca u osobnim interakcijama, (4) estetiku, koja se odnosi na subjektivne reakcije na neprivlačnost stigme, (5) podrijetlo, što se odnosi na uzrok stigmatizirajućih stanja (uključuje i osobnu odgovornost pojedinca za stanje) te (6) percipiranu opasnost za druge, odnosno u kojoj mjeri je stigmatizirajuće stanje ugrožavajuće za okolinu. Prema Crocker i suradnicima (1998), najvažnije dimenzije stigme su vidljivost te

mogućnost kontrole (podrijetlo) stigmatizirajućeg stanja. Ove dimenzije ne određuju samo reakcije onih koji stigmatiziraju, nego i doživljaje stigmatiziranih osoba. Vidljivost stigme može utjecati na način suočavanja sa stigmom, primjerice, koliko će se pojedinci truditi sakriti stigmom. Slabija vidljivost stigme može imati pozitivne posljedice na stigmatiziranu osobu jer oni čija je stigma nevidljiva mogu biti pošteđeni socijalnog odbacivanja, no i negativne jer takvi pojedinci mogu biti uskraćeni za socijalnu podršku od osoba sličnih sebi (npr. Frable i sur., 1998). Mogućnost kontrole stigme izravno je povezana s osobnom odgovornošću stigmatizirane osobe za početak i/ili održavanje stigmatizirajućeg stanja te je veća percipirana kontrola obično povezana s pripisivanjem krivnje stigmatiziranoj osobi, ljutnjom te odbacivanjem stigmatiziranih osoba (vidi npr. Weiner i sur., 1988). Također, percipirana mogućnost kontrole stigmatizirajućeg stanja može djelovati na to kako će stigmatizirani pojedinci doživjeti reakcije okoline prema sebi te u kojoj će mjeri stigma djelovati na njihovo samopoštovanje (npr. Crocker i Major, 1994).

Današnji pojam stigme odnosi se primarno na diskriminirajući odnos prema stigmatiziranim skupinama, a ne toliko na konkretna nepoželjna obilježja (Scott i Marshall, 2005). Iako postoji veći broj donekle različitih definicija stigme, većina ih je usmjerena na dvije glavne značajke: prepoznavanje razlika između osoba koje posjeduju neka nepoželjna obilježja i ostalih pojedinaca u društvu, te njihovo obezvrjeđivanje na temelju tih nepoželjnih obilježja (Dovidio i sur., 2000). Stereotipi i predrasude koji su osnova stigme nekoć su se smatrali odrazom osobina ličnosti te se na stigmom gledalo kao na problem koji proizlazi iz pojedinca (Adorno i sur., 1950), no danas se stigma smatra socijalnim konstruktom (Dovidio i sur., 2000). Stigmatizacija nije samo interpersonalni proces, već je određuje širi kulturni kontekst, značenje situacije za sudionike te obilježja situacije koja utječu na to značenje. Socijalni kontekst određuje hoće li neko obilježje biti percipirano kao stigmatizirajuće pa tako pojedina obilježja mogu biti stigmatizirana u nekom društvu, razdoblju ili situaciji, dok u nekim drugima ne. Dakle, proces stigmatizacije situacijski je specifičan, dinamičan i složen, a situacijski kontekst može utjecati i na iskustva stigmatiziranih pojedinaca, odnosno na posljedice stigmatizacije (Crocker i sur., 1998).

Dva su osnovna pristupa u proučavanju stigmatizacije, sociokognitivni i sociološki, međutim, oni su u pojedinim segmentima sukladni te se međusobno nadopunjuju. Prema sociokognitivnom pristupu (Corrigan, 2000; Corrigan i Watson, 2002), temeljne komponente stigme su stereotipi, generalizacije o grupi ljudi koji posjeduju određena obilježja (kognitivna komponenta), predrasude, negativan i neprijateljski stav prema pripadnicima određene grupe koji proizlazi iz stereotipa (afektivna komponenta), te diskriminacija, neopravdano negativno

ili štetno ponašanje prema članovima grupe koje ih stavlja u neravnotežan položaj (ponašajna komponenta). Ove su komponente međusobno usko povezane, odnosno stigmatizacija odražava interakciju kognitivnih, afektivnih i ponašajnih procesa. Kognitivne, afektivne i ponašajne reakcije mogu se javiti bilo kojim redom, a koji će se odgovor javiti prvi može ovisiti o tipu stigme, socijalnom kontekstu te osobnim razlikama u iskustvima, vjerovanjima i vrijednostima (Dovidio i sur., 2000).

S druge strane, Link i Phelan (2001), polazeći od sociološkog pristupa, predlažu model stigme prema kojem stigmatizacija uključuje pet faza: (1) etiketiranje, odnosno uočavanje socijalno značajnih razlika i njihovo označavanje, (2) stereotipiziranje, odnosno povezivanje tih razlika s negativnim stereotipima, (3) odvajanje stigmatizirane grupe od ostalih članova društva, (4) emocionalne reakcije prema stigmatiziranim pojedincima (poput straha, ljutnje ili sažaljenja), te (5) gubitak statusa i diskriminaciju koji se mogu očitovati na osobnoj, međuljudskoj i/ili društvenoj razini. Prema ovim autorima, stigma postoji kada se ovi elementi pojavljuju zajedno, međutim, za njenu pojavu nužna je i razlika u moći, odnosno stigmatizacija je uvijek usmjerena prema skupinama nižeg statusa. Iako su ove konceptualizacije stigme u određenoj mjeri različite, zbog čega su rezultirale nešto drugačijim metodološkim pristupima u istraživanjima stigme te različitim interpretacijama rezultata, modeli nisu u suprotnosti. Model koji su predložili Link i Phelan (2001) naglašava socijalne aspekte stigme, ali pojedine faze sukladne su sociokognitivnom shvaćanju stigme.

Kada govorimo o stigmatizaciji, najčešće se to odnosi na negativne stavove i diskriminaciju prema stigmatiziranim pojedincima, međutim, Pryor i Reeder (2011; prema Bos i sur., 2013) razlikuju četiri međusobno povezana oblika ili manifestacije stigme. Središnje mjesto u njihovom konceptualnom modelu ima javna stigma koja se odnosi na stavove te socijalne i psihičke reakcije socijalne okoline prema stigmatiziranim pojedincima i skupinama. Ona je temelj ostalih oblika stigme: strukturalne (institucionalne), samostigme i stigme zbog povezanosti. Strukturalna ili institucionalna stigma odnosi se na legitimizaciju stigmatiziranog statusa od strane socijalnih institucija i sustava. Uključuje kulturalne norme, društvene uvjete i institucionalne postupke kojima se ograničavaju prilike i prava stigmatiziranih skupina (Hatzenbuehler i Link, 2014). S druge strane, samostigma (eng. *self-stigma*) se javlja kada stigmatizirana osoba postane svjesna javne stigme, prihvaća je i internalizira. Samostigma uključuje internalizaciju negativnih stavova i predrasuda koji postoje u javnosti, osoba počinje razvijati negativne samoevaluacije i doživljavati negativne emocije usmjerene prema sebi, što u konačnici može dovesti i do samodiskriminacije, primjerice, osoba se počinje povlačiti iz društva (Corrigan i Watson, 2002). Pretpostavljena veza između javne stigme i samostigme

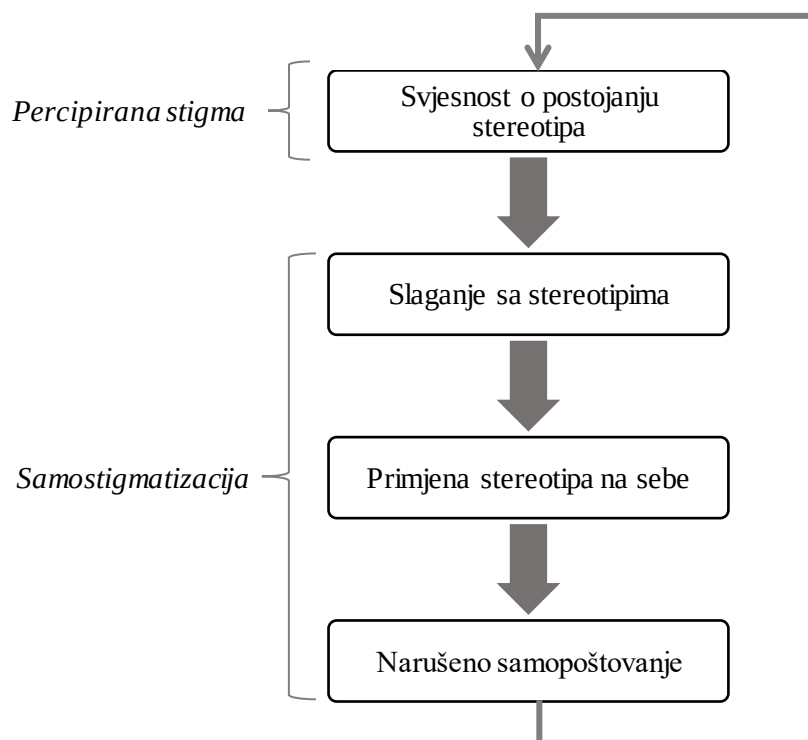
vidljiva je i u modelu Link i Phelan (2001) koji pretpostavlja da faza odvajanja kod stigmatiziranih pojedinaca može dovesti do internalizacije pripisanih stereotipa i percepcije sebe kao drugačijih i manje vrijednih osoba u odnosu na ostale pojedince u društvu.

Međutim, stigmatizacija nije vezana samo uz nositelje stigme nego i njima bliske osobe. Ovaj fenomen poznat je kao stigma zbog povezanosti (eng. *courtesy stigma*, *associative stigma* ili *stigma by association*; Goffman, 1963; Mehta i Farina, 1988; Neuberg i sur., 1994), koja se često naziva i obiteljska stigma te predstavlja četvrti oblik stigme. Stigma zbog povezanosti odnosi se na reakcije javnosti prema osobama koje su na neki način povezane sa stigmatiziranim pojedincima (najčešće preko obiteljskih veza) te na reakcije tih osoba na njihovo povezivanje sa stigmatiziranim osobama. Drugim riječima, i kod ove stigme zapravo možemo razlikovati dva oblika, javnu i samostigmu. Za samostigmu osoba povezanih sa stigmatiziranim pojedincima Mak i Cheung (2008) predlažu naziv pridružena stigma (eng. *affiliate stigma*). Dakle, samostigma se primarno odnosi na internalizaciju stigme kod osoba koje posjeduju neka stigmatizirajuća obilježja, dok pridružena stigma označava internaliziranu stigmom kod osoba koje su u nekoj vezi s nositeljima stigme (radi se o internalizaciji stigme zbog povezanosti). Kao i drugi oblici stigme, prema sociokognitivnoj definiciji internalizirana stigma članova obitelji također se sastoji od tri povezane komponente: negativnih uvjerenja, negativnih emocionalnih reakcija i diskriminirajućih ponašajnih odgovora usmjerenih prema sebi. Primjerice, kod osoba povezanih sa stigmatiziranim pojedincima može doći do razvoja negativnih samoevaluacija, osjećaja srama zbog povezanosti sa stigmatiziranim pojedincem, socijalnog povlačenja, prikrivanja stigmatizirajućeg stanja člana obitelji pred drugim ljudima ili čak udaljavanja od stigmatiziranog pojedinca kako bi se izbjeglo povezivanje s njime.

Iako su ranija istraživanja prvenstveno bila usmjerena na javnu stigmom, u novije vrijeme istraživači se sve više usmjeravaju na proučavanje samostigme, kako kod nositelja stigme, tako i kod njima bliskih osoba. Samostigma se u literaturi često izjednačuje s percipiranom stigmom (prepoznavanjem da javnost ima predrasude prema pojedincu i da postoji vjerojatnost diskriminacije) te internaliziranom stigmom, međutim, treba napomenuti da se radi o procesu te da su i percipirana i internalizirana stigma zapravo faze u progresivnom modelu samostigmatizacije koji će detaljnije biti opisan u nastavku.

Proces samostigmatizacije

Prema takozvanom 3A modelu (Corrigan i Rao, 2012; Corrigan, Watson i Barr, 2006; Watson i sur., 2007), proces samostigmatizacije odvija se kroz četiri sukcesivne faze prikazane na Slici 1. Prva je faza svjesnost o postojanju stereotipa (eng. *aware*) u kojoj osoba percipira javnu stigm, odnosno postaje svjesna da u javnosti postoji stigma koja se veže uz određeno stanje ili skupinu kojoj osoba pripada. Zatim slijedi faza slaganja (eng. *agree*) kada osoba počinje prihvaćati negativne stereotipe koji postoje u javnosti, odnosno počinje se slagati da su stereotipi koji se odnose na određenu skupinu točni. Nakon toga dolazi do primjene (eng. *apply*), odnosno osoba se počinje slagati da se ti stereotipi odnose i na nju, počinje primjenjivati stereotipe na sebe, tj. dolazi do internalizacije stigme. Konačno, internalizacija stigme može dovesti do razvoja različitih negativnih posljedica za pojedinca, primjerice narušenog samopoštovanja (Corrigan, Watson i Barr, 2006). Javlja se tzv. “zašto pokušavati” efekt, odnosno samostigmatizacija postaje prepreka u postizanju životnih ciljeva (Corrigan i sur., 2009). Osobe koje se samostigmatiziraju počinju vjerovati da nisu vrijedne ili sposobne za postizanje određenih ciljeva te s vremenom u potpunosti prestaju pokušavati i počinju se povlačiti iz društva. Pretpostavlja se da je ovaj proces ciklični, odnosno da će narušeno samopoštovanje dovesti do toga da pojedinci u još većoj mjeri percipiraju stigm (Fung i sur., 2008).



Slika 1. Teorijski model samostigmatizacije (preuzeto iz Fung i sur., 2008, str. 96)

Opisani model pretpostavlja da je samostigmatizacija progresivni proces, no treba naglasiti da neće svi pojedinci stigmu internalizirati, niti će kod svih koji su stigmu internalizirali doći do razvoja negativnih posljedica. Dakle, pretpostavka modela je da će svjesnost o stigmati u prosjeku biti izraženija od slaganja sa stereotipima, slaganje sa stereotipima će biti izraženije od internalizacije stigme, a internalizacija će biti izraženija od negativnih posljedica. Također, korelacije između bližih faza u modelu (primjerice, svjesnosti i slaganja) trebale bi biti veće nego između udaljenijih faza (primjerice, svjesnosti i primjene). Rezultati dosadašnjih istraživanja nisu u potpunosti empirijski potvrdili model. Iako je istraživanje koje su proveli Corrigan i suradnici (2011) pokazalo progresivno smanjenje prosječnih rezultata od prve prema četvrtoj fazi razvoja samostigme (sve su razlike bile statistički značajne, osim između primjene i negativnih posljedica), drugi su autori dobili nešto drugačije rezultate. Primjerice, Boyle (2013) je prilikom provjere modela na osobama koje mučaju dobio viši prosječni rezultat na internalizaciji stigme (primjeni) nego na slaganju sa stereotipima. Svega 19 % sudionika iskazalo je visoko slaganje sa stereotipima, ali 39 % je pokazivalo visoku razinu internalizirane stigme, a čak 86 % visoku svjesnost o postojanju javne stigme. Göpfert i suradnici (2019), koji su model testirali na dvama uzorcima osoba s dijagnozom depresije također su dobili rezultate koji samo djelomično potvrđuju pretpostavke progresivnog modela. Dva uzorka su se osim prema metodi regrutacije sudionika razlikovala i u veličini te spolu i stupnju obrazovanja sudionika, što je mogući razlog zašto su se dobiveni rezultati djelomično razlikovali. Usporedba rezultata između dviju skupina pokazala je da je skupina regrutirana preko interneta (skupina u kojoj su prevladavale žene te osobe s višim i visokim obrazovanjem) iskazivala značajno višu razinu svjesnosti o postojanju javne stigme u odnosu na skupinu regrutiranu preko psihijataru i psihoterapeuta. Slaganje sa stereotipima bilo je podjednako u obje skupine, a internalizacija nešto viša, iako ne statistički značajno, u skupini regrutiranoj preko interneta. Skupina regrutirana preko interneta pokazivala je nešto niže samopoštovanje nego druga skupina. Na obama uzorcima ustanovljena je veća izraženost svjesnosti o postojanju javne stigme nego slaganja sa stereotipima i internalizacije stigme. Međutim, na uzorku osoba koje su regrutirane preko psihijataru i psihoterapeuta nije pronađena razlika između izraženosti slaganja sa stereotipima i internalizacije stigme, dok je na uzorku osoba koje su regrutirane preko interneta ustanovljena niža razina slaganja sa stereotipima u odnosu na internalizaciju stigme.

Kada govorimo o visini povezanosti između pojedinih faza, rezultati ponovno samo djelomično potvrđuju pretpostavke progresivnog modela. Primjerice, dosadašnja istraživanja pokazala su povezanost između slaganja sa stereotipima i internalizacije stigme te

internalizacije i negativnih posljedica, ali nije uvijek pronađena povezanost između svjesnosti o postojanju javne stigme i slaganja sa stereotipima (npr. Boyle, 2013; Corrigan i sur., 2011; Corrigan, Watson i Barr, 2006; Watson i sur., 2007). Također, nisu uvijek utvrđene veće korelacije između bližih faza u modelu u odnosu na udaljenije. Primjerice, Corrigan i suradnici (2011) dobili su podjednaku (ali ipak nešto veću) korelaciju između svjesnosti o postojanju javne stigme i negativnih posljedica ($r = .27$) u odnosu na korelaciju između svjesnosti i slaganja sa stereotipima ($r = .21$). Boyle (2013) je dobio podjednake korelacije između svjesnosti o postojanju javne stigme i internalizacije stigme ($r = .20$) te slaganja sa stereotipima i internalizacije stigme ($r = .27$). S druge strane, veza između svjesnosti i slaganja sa stereotipima nije bila značajna, na temelju čega zaključuje da slaganje sa stereotipima nije nužan korak za internalizaciju stigme, barem ne kod osoba koje mucaju. Göpfert i suradnici (2019) su uglavnom dobili veće korelacije između bližih faza u modelu u odnosu na udaljenije, uz izuzetak korelacije između svjesnosti o postojanju javne stigme i samopoštovanja, koja se pokazala većom u odnosu na korelaciju između svjesnosti i slaganja sa stereotipima te svjesnosti i internalizacije stigme. Njihovi su rezultati ukazivali na djelomičnu serijalnu medijaciju, odnosno na izravni učinak svjesnosti o postojanju javne stigme na samopoštovanje te neizravni učinak preko slaganja sa stereotipima i internalizacije stigme. No treba napomenuti da se radi o transversalnom istraživanju te da je potrebna longitudinalna provjera ovih odnosa.

Odstupanja od pretpostavki modela najčešće se, dakle, očituju u izostanku povezanosti između svjesnosti o postojanju javne stigme i slaganja sa stereotipima te internalizaciji stigme unatoč niskoj razini slaganja sa stereotipima. Zbog toga neki autori smatraju da bi se proces samostigmatizacije mogao promatrati kroz dvije faze: (1) svjesnost i slaganje sa stigmom te (2) primjena (internalizacija) i negativne posljedice (Corrigan i sur., 2011). Kao što je ranije navedeno, 3A model ne pretpostavlja da će kod svih osoba doći do internalizacije stigme, no još uvijek nije u potpunosti jasno koji čimbenici doprinose internalizaciji. Također, neće kod svih osoba doći do razvoja negativnih posljedica. Iako se ranije smatralo da stigmatizacija ima ozbiljne negativne pa i patološke posljedice na stigmatiziranu osobu (npr. Allport, 1954/1979; prema Dovidio i sur., 2000), današnji pogled na stigmatizam nije toliko negativan. Naime, stigmatizirani pojedinci suočavaju se sa stigmom i njenim posljedicama rabeći iste strategije suočavanja kao i nestigmatizirani pojedinci kada su izloženi nekim psihičkim prijetnjama (Crocker i sur., 1998; Miller i Major, 2000). Stoga reakcije stigmatiziranih pojedinaca na stigmatizam nisu uvijek negativne te mnogi pokazuju otpornost unatoč negativnim iskustvima (za pregled vidi Miller i Major, 2000). Corrigan i Watson (2002) smatraju da su osobna

identifikacija sa stigmatiziranom grupom i percipirana legitimnost javne stigme čimbenici koji određuju hoće li kod stigmatiziranih pojedinaca doći do razvoja negativnih posljedica. Konkretnije, autori smatraju da će do razvoja negativnih posljedica doći ukoliko se osoba identificira sa svojom stigmatiziranom grupom i percipira da je stigma legitimna, dok će se reakcija suprotstavljanja stigmatizaciji javiti kada smatra da stigma nije legitimna. S druge strane, ukoliko se osoba ne identificira sa svojom grupom, stigma neće biti povezana ni sa kakvim posljedicama.

Stigma i samostigma članova obitelji

Opisani model samostigmatizacije razvijen je na populaciji psihički oboljelih osoba i namijenjen je objašnjavanju samostigmatizacije nositelja stigme. S druge strane, kada govorimo o samostigmatizaciji osoba povezanih s nositeljima stigme, članova njihovih obitelji i drugih bliskih osoba, model nije u potpunosti primjenjiv. Dosadašnja istraživanja stigme članova obitelji prvenstveno su se bavila javnom stigmom. Pritom treba napomenuti da članovi obitelji stigmom doživljavaju na drugačiji način u odnosu na nositelje stigme. Stigma se prenosi s nositelja na člana obitelji zbog njihove veze, iako članovi obitelji zapravo ne posjeduju nikakva stigmatizirajuća obilježja. Stigma zbog povezanosti može se razlikovati ovisno o obiteljskoj ulozi osobe, odnosno tipu odnosa sa stigmatiziranom osobom (Corrigan, Watson i Miller, 2006). Primjerice, roditelje se često okrivljava za uzrokovanje djetetovog stanja, dok za djecu postoji strah da će se roditeljevo stanje prenijeti na njih (tzv. strah od zaraze).

Kada govorimo o roditeljima stigmatizirane djece, neki autori ukazuju da su oni izloženi dvostrukoj stigmatizaciji (npr. Eaton i sur., 2020; Francis, 2012). Za razliku od nositelja stigme koji su izravno stigmatizirani, roditelji su neizravno stigmatizirani zbog svoje bliske povezanosti s djetetom (stigma zbog povezanosti). Ta neizravna stigma koja proizlazi iz povezanosti uglavnom se očituje kroz obezvrjeđivanje roditelja jer imaju dijete s teškoćama. Međutim, roditelje se često drži odgovornima za djetetovo stanje zbog čega su izloženi i izravnoj stigmatizaciji koja se očituje kroz okrivljavanje, osuđivanje i kritiziranje roditelja zbog njihove uloge u uzrokovanju, pogoršanju ili održavanju djetetovih teškoća (npr. Buljevac i Leutar, 2017; Corrigan, Watson i Miller, 2006; Duran i Ergün, 2018; Fernández i Arcia, 2004; Francis, 2012; Moses, 2010). Ovaj oblik stigme, za koji se u literaturi često rabe izrazi okrivljavanje roditelja (eng. *parent-blaming*) ili stigma lošeg roditelja (eng. *bad-parent stigma*; Francis, 2012; Moses, 2010), drugačiji je od neizravne stigme koja proizlazi iz

povezanosti jer fokus stereotipa, predrasuda i diskriminacije više nije na djetetu nego na roditelju.

Izloženost izravnoj stigni često dovodi do samookrivljavanja roditelja (Moses, 2010) koje proizlazi iz osjećaja odgovornosti za nastanak ili trajnost djetetovih teškoća. Roditelji si mogu pripisivati krivnju zbog mogućnosti prijenosa loših gena, nedovoljno ranog primjećivanja simptoma ili izlaganja djeteta različitim stresorima (Eaton i sur., 2016). Međutim, neka istraživanja ukazuju da se roditelji mogu samookrivljavati i kada nema okrivljavanja od strane okoline (npr. Fernández i Arcia, 2004; Ferriter i sur., 2003), što ukazuje da doživljaji javne stigme nisu jedini ključan čimbenik. Eaton i suradnici (2016) smatraju da je to moguće objasniti time što roditelji doživljavaju višestruku stigm, odnosno različite oblike stigme, pri čemu svaki kod njih može izazivati osjećaje neadekvatnosti. Također, smatraju da do samookrivljavanja može doći neovisno o vanjskoj stigni, kada roditelji percipiraju da ne zadovoljavaju vlastita roditeljska očekivanja (svoj unutarnji ideal dobrog roditelja), zbog čega se počinju osjećati neadekvatnima u roditeljskoj ulozi. Eaton i suradnici (2016) te Serchuk i suradnici (2021) smatraju da roditelji mogu doživljavati i treći oblik stigme, tzv. vikarijsku stigm, koja se odnosi na suosjećanje s vlastitim djetetom zbog doživljavanja stigmatizacije. Zapravo se radi o svjesnosti postojanja stigme prema djetetu što kod roditelja izaziva osjećaje tuge, frustracije i bespomoćnosti jer ne mogu zaštititi vlastito dijete od stigme. No u ovom slučaju nema obezvrjeđivanja roditelja, odnosno roditelji nisu predmet stigme.

Odrednice i posljedice roditeljske stigme

Istraživanja stigme roditelja djece s teškoćama su malobrojna te su u najvećoj mjeri bila usmjerena na ispitivanje samo jednog oblika, obično percipirane stigme (svjesnosti o postojanju stigme prema roditeljima) ili internalizirane stigme te različitih čimbenika i posljedica povezanih s njima. Dosadašnji rezultati ukazuju na nisku do umjerenu prosječnu razinu stigme kod roditelja (npr. Chiu i sur., 2013; Eaton i sur., 2020; Mak i Cheung, 2008; Mak i Kwok, 2010; Ting i sur., 2018). Međutim, stigma se konzistentno pokazala povezanom s negativnim posljedicama za roditelje kao što su, primjerice, sniženo psihičko blagostanje, narušeno mentalno zdravlje te povećani doživljaj roditeljskog stresa (za pregled vidi Papadopoulos i sur., 2018). Kao mogući zaštitni čimbenik pokazala se socijalna podrška. Roditelji koji primaju više podrške pokazuju manje internalizirane stigme (Ma i Mak, 2016; Mak i Kwok, 2010). Također, kod roditelja koji su informirani o uzrocima poremećaja

pronađene su niže razine samookrivljavanja (Mak i Kwok, 2010). S druge strane, neka su istraživanja varijable poput samopoštovanja, subjektivnog blagostanja i tereta njegovatelja proučavala kao prediktore internalizirane stigmatizacije umjesto posljedica. Pritom se visoko samopoštovanje roditelja pokazalo kao potencijalni zaštitni čimbenik (Özaslan i Yıldırım, 2021; Ting i sur., 2018), a izraženi osjećaj tereta njegovatelja te narušeno subjektivno blagostanje kao rizični čimbenici (Mitter i sur., 2018). No treba napomenuti da se radi o transverzalnim istraživanjima, zbog čega je mogućnost zaključivanja o smjeru odnosa na temelju ovih rezultata ograničena. Nije moguće sa sigurnošću tvrditi doprinosi li internalizirana stigma narušavanju osobnog blagostanja i slike o sebi ili je vjerojatnije da će do internalizacije stigmatizacije doći kod roditelja nižeg samopoštovanja i već narušenog osobnog blagostanja.

Neka istraživanja u kojima su sudionici bili nositelji stigmatizacije ukazuju na učinak stigmatizacije na razvoj negativnih posljedica. Primjerice, Link i suradnici (2001) proveli su istraživanje na psihički oboljelim osobama u kojem su percipiranu stigmatizaciju, samopoštovanje i depresivne simptome mjerili u dvije vremenske točke. Rezultati su pokazali da percipirana stigma iz prve točke uz kontrolu samopoštovanja, depresivnih simptoma i demografskih obilježja mjerenih u prvoj točki predviđa samopoštovanje u drugoj točki. Mak i suradnici (2007) pronašli su na uzorku osoba oboljelih od HIV/AIDS-a pozitivnu povezanost između internalizirane stigmatizacije i psihičke uznemirenosti sedam mjeseci kasnije. Do istog su zaključka došli i Chan i suradnici (2023) koji su ispitali posljedice stigmatizacije zbog povezanosti kod roditelja djece s dijagnozom poremećaja iz spektra autizma. Ovi su autori rabeći snažniji longitudinalni nacrt u odnosu na prethodna istraživanja pronašli značajan učinak doživljene diskriminacije na depresivnost roditelja nakon jedne godine. Navedeni rezultati idu u prilog pretpostavke da stigma dovodi do narušenog psihičkog funkcioniranja, no odnosi bi mogli biti dvosmjerni. Kao što je ranije spomenuto, Fung i suradnici (2008) navode da teorijski model samostigmatizacije pretpostavlja ciklični proces, a u prilog tome idu i rezultati istraživanja Chi i suradnika (2014). Ovi su autori ispitali odnos doživljene i percipirane stigmatizacije te depresivnosti djece čiji su roditelji preminuli zbog HIV/AIDS-a ili su HIV pozitivni. Rezultati su pokazali da je doživljena stigma imala pozitivan učinak na depresivne simptome nakon jedne godine, depresivni simptomi su imali pozitivan učinak na percipiranu stigmatizaciju nakon jedne godine, a percipirana stigma je imala pozitivan učinak na doživljenu stigmatizaciju nakon jedne godine. Također, depresivni simptomi iz prve vremenske točke imali su neizravni učinak na doživljenu stigmatizaciju iz treće vremenske točke preko percipirane stigmatizacije iz druge vremenske točke. No nijedno od navedenih longitudinalnih istraživanja odnosa stigmatizacije i negativnih

posljedica nije istovremeno uključivalo percipiranu (ili doživljenu) stigmu i internaliziranu stigmu.

Pojedina istraživanja ukazuju da bi jedan od čimbenika koji utječe na doživljaje stigme mogla biti kultura u kojoj osoba živi. U kolektivističkim kulturama stavlja se veliki naglasak na socijalni identitet te društvene i obiteljske vrijednosti, što kod roditelja može dovesti do veće internalizacije javne stigme prema roditeljima djece s teškoćama. Primjerice, istraživanje koje su u Izraelu proveli Werner i Shulman (2015) ukazuje na nižu razinu internalizirane stigme kod roditelja djece s razvojnim teškoćama nego istraživanja provedena u Hong Kongu (npr. Mak i Kwok, 2010). Meta-analiza koju su proveli Yu i suradnici (2021) pokazala je da kultura moderira odnose između doživljene, percipirane i internalizirane stigme. Povezanost doživljene i percipirane stigme s internaliziranom izraženija je u kolektivističkim kulturama. Pregled istraživanja koji su dali Papadopoulos i suradnici (2018) ukazuje da se samostigma različito manifestira u kolektivističkim kulturama u odnosu na individualističke. U istočnjačkim su kulturama roditelji posebno ranjivi na stigmu zbog osjećaja srama koji su internalizirali tijekom socijalizacije u kulturi koja je usmjerena na grupnu pripadnost (npr. Chiu i sur., 2013; Ting i sur., 2018). U tim kulturama stigma doživljena od strane šire obitelji i zajednice povećava kod roditelja osjećaj srama i vjerojatnost socijalne izolacije (Dababnah i Parish, 2013), dok je u zapadnim kulturama (npr. Broady i sur., 2018) stigmatizacija od strane članova obitelji i prijatelja povezana s osjećajem povrijeđenosti, a ne srama. Rezultati koje su na uzorku roditelja psihički oboljele djece iz Australije i Novog Zelanda dobili Eaton i suradnici (2020) pokazuju da se internalizirana stigma roditelja u najmanjoj mjeri očituje kroz sram, a u najvećoj mjeri kroz doživljavanje sebe kao lošeg roditelja.

Što se tiče odnosa sociodemografskih obilježja i stigme roditelja, dosadašnji su rezultati manje jasni. Primjerice, u nekim istraživanjima nisu pronađene razlike u razini stigme s obzirom na dob djeteta (npr. Eaton i sur., 2020; Mak i Cheung, 2008), spol i dob roditelja (npr. Mak i Cheung, 2008), stupanj obrazovanja roditelja (npr. Chiu i sur., 2013; Eaton i sur., 2020; Macharey i von Suchodoletz, 2008) te bračni status i veličinu mjesta stanovanja (npr. Macharey i von Suchodoletz, 2008). S druge strane, neki rezultati ukazuju na veću internaliziranu stigmu kod majki (npr. Chang i sur., 2020) i roditelja kod kojih je stigma prisutna kod kćeri (npr. Chang i sur., 2020), negativnu povezanost veličine mjesta i samostigme (npr. Girma i sur., 2014), pozitivnu povezanost stupnja obrazovanja roditelja i internalizirane stigme (npr. Chang i sur., 2020) te majčine razine obrazovanja i percipirane stigme (npr. Phelan i sur., 1998), negativnu povezanost dobi roditelja i internalizirane stigme (npr. Eaton i sur., 2019; Eaton i sur., 2020; Zhang i sur., 2018), negativnu povezanost dobi

djeteta i percipirane stigme (npr. Gray, 1993), ali i pozitivnu povezanost stigme s dobi roditelja (npr. Mak i Cheung, 2008; Mak i Kwok, 2010) i dobi djeteta (npr. Chiu i sur., 2013; Mak i Kwok, 2010). Mak i Kwok (2010) također su ustanovile da su dob roditelja te dob djeteta negativno povezane s atribucijama kontrole, odnosno da stariji roditelji i roditelji starije djece percipiraju da imaju manje kontrole nad djetetovim poremećajem, ponašanjem i stigmom, što posljedično dovodi do veće internalizacije stigme.

Istraživanja ukazuju da razina roditeljeve samostigme može biti povezana i s nekim obilježjima djetetovih teškoća. Primjerice, Werner i Shulman (2015) pronašli su veću razinu internalizirane stigme kod roditelja djece s dijagnozom poremećaja iz spektra autizma nego kod roditelja djece s intelektualnim teškoćama ili tjelesnim invaliditetom. Veća razina percipirane stigme prema djetetu i roditelju pokazala se kod roditelja djece s poremećajima tečnosti govora u odnosu na druge govorne i jezične poremećaje te kod roditelja djece s govorno-jezičnim teškoćama i izraženim problemima u ponašanju (Macharey i von Suchodoletz, 2008), što je vjerojatno povezano s vidljivošću stigmatizirajućeg stanja. Također, viša razina internalizirane stigme pronađena je kod roditelja čija djeca imaju višestruke (npr. Mak i Cheung, 2008; Mak i Kwok, 2010) te ozbiljnije teškoće (npr. Chang i sur., 2020; Charbonnier i sur., 2019; Fernández i Arcia, 2004; Özaslan i Yıldırım, 2021).

Osim toga, neki rezultati ukazuju da su roditelji skloniji samookrivljanju i internalizaciji stigme u ranijim fazama djetetove dijagnoze. Primjerice, Eaton i suradnici (2020) dobili su niske, ali negativne korelacije između samookrivljanja i vremena proteklog od dobivanja djetetove dijagnoze ($r = -.14$) te samookrivljanja i trajanja tretmana ($r = -.15$). Ove rezultate autori objašnjavaju time da s vremenom roditelji vjerojatno redefiniraju svoj pogled na roditeljstvo u skladu sa svojom situacijom, što im pomaže u odbacivanju javne stigme. Do promjena u samookrivljanju može doći i ako se roditeljima pruže objašnjenja za poremećaj koja miču odgovornost s njih samih te ako počnu uočavati pozitivne promjene kod djeteta. O pozitivnim promjenama u nošenju sa stigmom tijekom vremena izvještavaju i roditelji djece s dijagnozom poremećaja iz spektra autizma, koji su sudjelovali u kvalitativnom istraživanju koje je provela Ransley (2020). Također, rezultati istraživanja koje je proveo Gray (2002) ukazuju da s vremenom može doći i do smanjenja stigmatizirajućih reakcija okoline prema roditeljima. Ipak, neki drugi autori nisu pronašli značajnu povezanost između vremena proteklog od dobivanja djetetove dijagnoze i stigme (npr. Zhang i sur., 2018).

Proces samostigmatizacije roditelja djece s teškoćama

Za razliku od samostigmatizacije nositelja stigme, cjelokupni proces samostigmatizacije članova njihovih obitelji znatno je manje istraživano. Prema našim saznanjima samo su tri istraživanja predložila i testirala modele samostigmatizacije roditelja djece s teškoćama: istraživanje koje je ispitalo samostigmu roditelja djece s dijagnozom poremećaja iz spektra autizma, koje su provele Mak i Kwok (2010), istraživanje Eaton i suradnika (2020), u kojem je model samostigmatizacije testiran na uzorku roditelja psihički oboljele djece te istraživanje Čolić i suradnica (2022), u kojem su sudionici bili roditelji djece s dijagnozom poremećaja iz spektra autizma te roditelji djece s tjelesnim invaliditetom. Modeli testirani u ovim istraživanjima u određenim se segmentima podudaraju međusobno, ali i s 3A modelom samostigmatizacije. Sva tri modela polaze od pretpostavke da je prvi korak svjesnost o postojanju javne stigme. U 3A modelu radi se o percepciji izravne stigme, no Eaton i suradnici (2020) naglašavaju da u proučavanju samostigme roditelja u obzir treba uzeti i neizravnu i izravnu stigm. Također, Čolić i suradnice (2022) u model uključuju i doživljenu stigm kao važan prediktor percipirane stigme (vidi npr. Quinn i sur., 2015). Sukladno 3A modelu, u modelima koje su testirale Mak i Kwok (2010) te Eaton i suradnici (2020) završna se faza odnosi na negativne posljedice koje proizlaze iz internalizacije stigme, dok se Čolić i suradnice (2022) zadržavaju na internaliziranoj stigmati.

Modeli se djelomično razlikuju u konceptualizaciji (i operacionalizaciji) roditeljske internalizirane stigme te pretpostavljenim medijatorima odnosa između percipirane i internalizirane stigme. Mak i Kwok (2010) internaliziranu stigm definiraju kroz sram roditelja, gubitak statusa i osjećaj manje vrijednosti. Polazeći od atribucijskog modela (Weiner, 1985), autorice pretpostavljaju da je veza između percipirane i internalizirane stigme posredovana atribucijama kontrole, odgovornosti i krivnje za djetetov poremećaj, ponašanje i stigm. Njihovi su rezultati pokazali da atribucije kontrole te percipirana osobna odgovornost i samookrivljavanje djelomično posreduju odnos između percipirane i internalizirane stigme. Pritom su atribucije kontrole bile negativno povezane s oba oblika stigme, a percipirana odgovornost i samookrivljavanje pozitivno. Model koji su testirale Čolić i suradnice (2022) ima sličnu polaznu osnovu. Autorice polaze od iste konceptualizacije i operacionalizacije internalizirane stigme te kao medijator odnosa između percipirane i internalizirane stigme uključuju samookrivljavanje roditelja. Međutim, u model dodaju dva prediktora percipirane stigme, doživljenu stigm te neuroticizam roditelja, osobinu ličnosti za koju se pokazalo da bi mogla imati važnu ulogu u određivanju pojedinačne reakcije na stigm (npr. Bassirnia i sur.,

2015; Borecki i sur., 2010; Margolis i sur., 2018). Njihovi su rezultati pokazali da su i doživljena stigma i neuroticizam roditelja pozitivno povezani s percipiranom, ali i internaliziranom stigmom. Percipirana je stigma djelomično posredovala odnos između doživljene i internalizirane stigme te neuroticizma i internalizirane stigme. Samookrivljavanje roditelja imalo je značajne pozitivne bivarijantne korelacije s percipiranom i internaliziranom stigmom, međutim, u modelu se pretpostavljeni učinci percipirane stigme na samookrivljavanje te samookrivljavanja na internaliziranu stigmu nisu pokazali značajnima. No treba napomenuti da je uzorak sudionika u ovom istraživanju bio jako mali (ispod $N = 100$).

S druge strane, Eaton i suradnici (2020) svoj model temelje na kvalitativnim odgovorima roditelja djece s teškoćama, koji su sudjelovali u ranijem istraživanju koje je provela ista skupina autora (Eaton i sur., 2016). Roditelji koji su sudjelovali u tom istraživanju izvještavali su da uočavaju i doživljavaju stigmu prema djetetu, ali i prema sebi, i to od članova vlastite obitelji, prijatelja, suradnika, stranaca, pa čak i institucija. Također, izvještavali su da izloženost javnoj stigmati dovodi do razvoja sumnje u vlastite roditeljske sposobnosti, što posljedično dovodi do samookrivljavanja, doživljavanja sebe kao lošeg roditelja te osjećaja srama (Eaton i sur., 2016). Sukladno ovim rezultatima, Eaton i suradnici (2020) internaliziranu stigmu definiraju kroz tri dimenzije: sram, samookrivljavanje i doživljavanje sebe kao lošeg roditelja. Dakle, u njihovom su modelu samookrivljavanje i osobna odgovornost dimenzije roditeljske internalizirane stigme, a ne zasebni konstrukti i medijatori između percipirane i internalizirane stigme kako predlažu Mak i Kwok (2010). Ovakva konceptualizacija internalizirane stigme odgovara konceptualizaciji iz nekih ranijih istraživanja koja su se bavila (samo)stigmom drugih skupina, primjerice psihički oboljelih osoba (Corrigan, Watson i Barr, 2006) i počinitelja kriminalnih djela (Moore i sur., 2016), gdje se osobna odgovornost i krivnja navode kao sadržaj stereotipa koji se vežu uz psihički oboljele osobe, odnosno počinitelje kriminalnih djela.

Druga bitna razlika u odnosu na atribucijski model očituje se u pretpostavljenom medijatoru odnosa percipirane i internalizirane stigme. Polazeći od kvalitativnih odgovora roditelja, Eaton i suradnici (2020) kao drugu fazu u razvoju samostigme predlažu sumnju u vlastite roditeljske sposobnosti. No treba napomenuti da dobivene korelacije ukazuju na vrlo veliko preklapanje konstrukta sumnje u vlastite roditeljske sposobnosti te doživljavanja sebe kao lošeg roditelja, jedne od dimenzija internalizirane stigme. Također, roditelji prilikom opisivanja sumnje u vlastite sposobnosti ne navode samo preispitivanje vlastitih roditeljskih sposobnosti (npr. jesu li dovoljno dobri, postupaju li ispravno i sl.), nego i preispitivanje

vlastite uloge u uzrokovanju djetetovih problema (npr. jesu li učinili nešto tijekom trudnoće, poroda ili ranog djetetovog života što je moglo dovesti do razvoja poremećaja; vidi Eaton i sur., 2016). Drugim riječima, čini se da bi sumnja u sebe jednim dijelom mogla uključivati i atribuiranje djetetovog poremećaja uzrocima koji se vežu uz roditelja, odnosno da bi i roditeljske atribucije uzroka djetetova poremećaja trebalo promatrati kao jedan od čimbenika koji doprinosi razvoju samostigme kod roditelja. Ipak, Eaton i suradnici (2020) ne uvrštavaju atribucije u svoj model samostigmatizacije roditelja, nego fokus stavljaju na preispitivanje vlastitih roditeljskih sposobnosti.

Dakle, prema modelu Eaton i suradnika (2020), samostigma roditelja razvija se na način da roditelji najprije postaju svjesni stigme u javnosti, to dovodi do sumnje u vlastite roditeljske sposobnosti, a ako sumnju nisu u stanju odbaciti ili naći informacije koje bi smanjile stigmu i/ili pojačale osjećaj roditeljske vrijednosti, dolazi do internalizacije stigme. S druge strane, atribucijski model (Čolić i sur., 2022; Mak i Kwok, 2010) pretpostavlja da percipiranje javne stigme potiče atribucijsku analizu, a atribuiranje niže osobne kontrole nad djetetovim poremećajem te veće osobne odgovornosti i krivnje dovodi do internalizacije stigme kod roditelja. Spomenuta istraživanja nisu jedina koja polaze od atribucijskog pristupa prilikom objašnjavanja stigme. Atribucijski se pristup pokazao vrlo korisnim teorijskim okvirom u objašnjavanju stigmatizacije, no prvenstveno je istraživao u objašnjavanju javne stigme prema različitim stigmatiziranim skupinama. Atribucijski teoretičari polaze od pretpostavke da uzroci kojima objašnjavamo pojedina stanja određuju hoće li i u kojoj mjeri doći do stigmatizacije.

Atribucijski pristup u objašnjavanju ponašanja

Općenito govoreći, ljudsko je ponašanje pod utjecajem mnogih čimbenika te motivirano različitim potrebama i ciljevima što ga čini vrlo složenim i teškim za razumjeti. Unatoč njegovoj složenosti, ljudi svakodnevno pokušavaju naći objašnjenja ne samo vlastitog, već i ponašanja drugih ljudi iz svoje okoline. Na taj način nastoje smanjiti neizvjesnost o tome kako će se osobe iz njihove okoline ponašati u sličnim situacijama u budućnosti, odnosno pokušavaju predviđati i kontrolirati svoju socijalnu okolinu. Glavno pitanje na koje atribucijski pristup nastoji odgovoriti jest kako ljudi dolaze do odgovora na pitanja o uzrocima nekog ponašanja i/ili događaja iz njihove okoline. Drugim riječima, središnje zanimanje jesu atribucije, odnosno procesi zaključivanja kojima promatrači nekom ishodu pripisuju jedan ili više uzroka (Hewstone i Fincham, 2001). Atribucije predstavljaju jedan od najistraživanijih

fenomena u području socijalne psihologije općenito, a neki od zaključaka ovih istraživanja pokazali su se jednim od najrobusnijih nalaza u području socijalne kognicije.

Treba naglasiti da se atribucijski pristup bavi percipiranom uzročnosti, odnosno uzrocima koje ljudi pripisuju nekom događaju ili ponašanju, neovisno o tome odgovaraju li oni stvarnim uzrocima. Dakle, atribucijski pristup predstavlja konceptualni okvir koji se bavi laičkim i zdravorazumskim objašnjenjima ponašanja i događaja iz socijalne okoline. Ne postoji jedna jedinstvena atribucijska teorija, nego atribucijski pristup objedinjuje nekoliko teorija. Prve teorije koje predstavljaju polaznu osnovu za razvoj atribucijskog pristupa primarno su se bavile atribucijama i njihovim odrednicama zbog čega njih obično nazivamo teorijama atribucija, no kasnije se interes atribucijskih teoretičara prebacuje na posljedice atribuiranja te se razvijaju atribucijske teorije kojima je cilj objasniti odnos atribucija i različitih kognitivnih, afektivnih i ponašajnih ishoda.

Teorije atribucija te pogreške i pristranosti u atribuiranju

Konceptualnu osnovu za razvoj atribucijskog pristupa dao je Heider (1958), koji je smatrao da su atribucije svakodnevne pojave koje u velikoj mjeri određuju reakcije pojedinaca na njihovu okolinu. Njegova teorija temelji se na jednostavnoj podjeli na unutarnje i vanjske atribucije. Drugim riječima, kada nastojimo odrediti zašto se netko ponaša na određeni način, atribuirat ćemo uzroke tog ponašanja ili osobi, opaženom ponašanju pripisujemo unutarnju uzročnost, ili situaciji, pripisujemo vanjsku uzročnost. Naši doživljaji situacije i ponašanje razlikovat će se ovisno o tome koju atribuciju pripišemo nekom događaju. Heider (1958) je također uočio da ljudi preferiraju unutarnje atribucije nad vanjskima, odnosno da uzroke nečijeg ponašanja obično objašnjavamo faktorima vezanim uz izvođača ponašanja (npr. njegovim osobinama).

Zašto se ljudi odlučuju za donošenje unutarnje ili vanjske atribucije nastojao je objasniti Harold Kelley (1967, 1973; prema Aronson i sur., 2005) koji je razvio model kovarijacije. Model pretpostavlja da se ljudi prilikom donošenja atribucija o uzroku nekog događaja vode načelom kovarijacije, odnosno da ishod atribuiraju uvjetima koji su prisutni kada je prisutan taj ishod, a odsutni kada je i taj ishod odsutan. Pritom u obzir uzimaju tri tipa informacija (Hewstone i Fincham, 2001): (1) suglasnost, informaciju o ponašanju različitih ljudi prema istom podražaju, (2) različitost, informaciju o ponašanju osobe prema različitim podražajima i (3) dosljednost, informaciju o učestalosti ponašanja osobe na jednaki podražaj tijekom vremena. Kombiniranjem ovih informacija ljudi donose unutarnju atribuciju ukoliko

su suglasnost i različitost postupka niski, a dosljednost visoka, odnosno vanjsku atribuciju ukoliko su sve tri informacije visoke. Još jedna od značajnih teorija atribucija jest teorija korespondentnih zaključaka (Jones i Davis, 1965; prema Hewstone i Fincham, 2001). Ona počiva na pretpostavci da je cilj atribucijskog procesa donošenje zaključka da opaženo ponašanje i namjera koja ga je proizvela odgovaraju nekom osnovnom, stabilnom obilježju izvođača ponašanja. Središnji koncept ove teorije odnosi se na opažačevu procjenu da je ponašanje neke osobe uzrokovano (odnosno da korespondira s) određenim obilježjima te osobe.

Iako neke od pretpostavki ovih teorija nisu empirijski potvrđene, one predstavljaju osnovu atribucijskog pristupa na kojima su se temeljila daljnja istraživanja i razvoj ovog teorijskog pristupa. Osnovna ideja od koje polaze sve teorije unutar atribucijskog pristupa jest da atribucije imaju centralnu ulogu u našem razumijevanju uzročno-posljedične strukture naše socijalne okoline. Međutim, atribucije koje ljudi donose u različitim situacijama često su iskrivljene, odnosno pogrešne ili pristrane. Jedna od najpoznatijih pogrešaka koje vežemo uz proces atribuiranja je tzv. osnovna atribucijska pogreška koja se odnosi na veću sklonost pripisivanja nečijeg ponašanja unutarnjim čimbenicima, tj. čimbenicima koje vežemo uz izvođača ponašanja (npr. osobinama ličnosti), nego vanjskim čimbenicima, tj. situaciji (Hewstone, 1998). Razlog ovog podcjenjivanja uloge situacijskih čimbenika, odnosno precjenjivanja uloge unutarnjih čimbenika u određivanju nečijeg ponašanja leži u činjenici da je izvođač nekog ponašanja perceptivno istaknut opažaču, za razliku od situacije o kojoj opažač često nema informacije.

Skлонost unutarnjim objašnjenjima ponašanja dolazi do izražaja kada pokušavamo objasniti ponašanje drugih osoba iz naše okoline, međutim, prilikom objašnjavanja vlastitog ponašanja ljudi se u većoj mjeri oslanjaju na vanjske čimbenike. Ovu pogrešku u atribuiranju nazivamo razlika izvođač – promatrač (Hewstone, 1998), koja se također objašnjava razlikama u perceptivnoj istaknutosti te razlikama u dostupnosti informacija o izvođaču ponašanja. Naime, kada promatramo ponašanje drugih ljudi, oni su nam jače perceptivno istaknuti nego situacija, no kada smo mi izvođači ponašanja, situacija u kojoj se nalazimo je ta koja nam je perceptivno istaknutija. Također, pojedinci imaju više informacija o samome sebi, odnosno o tome kako se ponašaju u drugim ili sličnim situacijama, dok kao promatrači često nemaju dovoljno informacija kako bi procijenili je li neko ponašanje tipično ili ne za osobu čije ponašanje nastoje objasniti. Iz tog razloga tuđa ponašanja češće objašnjavaju osobinama izvođača. S druge strane, kada govorimo o atribucijama vlastitog ponašanja, treba istaknuti da ljudi imaju tendenciju objašnjavanja vlastitih pozitivnih ishoda unutarnjim uzrocima, dok su

vlastite negativne ishode skloniji objašnjavati vanjskim uzrocima. U ovom slučaju govorimo o atribucijama u vlastitu korist (Hewstone, 1998), pristranosti koja predstavlja mehanizam održavanja razine samopoštovanja te jednu od strategija predstavljanja u boljem svjetlu.

Još jedna od pristranosti u atribuiranju odnosi se na obrambene atribucije, odnosno objašnjenja događaja koja omogućuju izbjegavanje osjećaja ranjivosti i smrtnosti (Aronson i sur., 2005). Naime, ljudi su skloni tzv. nerealističnom optimizmu, odnosno vjerovanju da je manje vjerojatno da će se nešto loše dogoditi njima osobno nego drugim ljudima, dok je više vjerojatno da će se njima nego drugima ostvariti pozitivni ishodi. Ovome je vrlo blisko vjerovanje u pravedan svijet (Aronson i sur., 2005), koje predstavlja oblik obrambene atribucije prema kojem ljudi pretpostavljaju da se loše stvari događaju samo lošim ljudima, dok se dobrim ljudima događaju dobre stvari. Dakle, u osnovi je pretpostavka da pojedinci svojim ponašanjem zaslužuju ono što im se događa, zbog čega ovakav način vjerovanja osobama omogućuje zadržavanje osjećaja sigurnosti i kontrole nad svojim životom. Kako bi zadržali taj osjećaj neranjivosti, ljudi su skloniji uzroke negativnih događaja atribuirati žrtvama jer na taj način zadržavaju osjećaj kontrole nad svojom okolinom.

Rana istraživanja atribucija su se, dakle, primarno bavila samim atribucijama (npr. u kojoj mjeri ljudi donose dispozicijske atribucije, kako očekivanja utječu na donošenje atribucija itd.) te točnošću atribucija, odnosno pristranostima u atribuiranju. Unatoč središnjoj ulozi atribucija u ljudskom ponašanju, posljedice atribuiranja dugo su vremena bile izvan fokusa istraživača. Međutim, razvojem novih atribucijskih teorija fokus se pomiče s odrednica atribucija na posljedice atribuiranja, zbog čega proučavanje atribucija dobiva i sve veći praktični značaj.

Weinerova atribucijska teorija motivacije

Jedna od najpoznatijih atribucijskih teorija jest Weinerova (1985) atribucijska teorija motivacije. Ova je teorija izvorno razvijena s namjerom objašnjavanja ponašanja orijentiranog na postignuće te je najviše istraživana upravo u tom području. Glavna pretpostavka od koje teorija polazi jest da ljudi suočeni s uspjehom, odnosno neuspjehom, traže uzroke kojima će objasniti doživljeni ishod. Atribucije koje pripisuju ishodu pak utječu na njihove emocionalne (npr. zadovoljstvo ili sram), kognitivne (npr. očekivanje budućeg uspjeha) i ponašajne (npr. težnja ka postignuću ili izbjegavanje sličnih zadataka) odgovore na doživljeni ishod. Prvi korak u razvoju teorije bio je razvoj klasifikacije atribucija, pri čemu su identificirane tri kauzalne dimenzije na kojima se mogu klasificirati svi uzroci. Te dimenzije su: (1) lokus,

mjesto uzroka koje može biti u samoj osobi (izvođaču ponašanja) ili u situaciji, (2) stabilnost, trajanje uzroka u vremenu, pri čemu uzroci mogu biti dugotrajni i stabilni ili promjenjivi i nestabilni, te (3) kontrola, mogućnost voljnog utjecanja na uzrok (Weiner, 1985). Pokazalo se da ova temeljna svojstva uzroka kojima se objašnjavaju određeni ishodi ili ponašanje, a ne sami uzroci, određuju brojne psihičke posljedice. Tako je, primjerice, dimenzija lokusa povezana sa samopoštovanjem, dimenzija stabilnosti s očekivanjem budućeg ishoda, a dimenzija kontrole s našim ponašanjem usmjerenim prema drugim osobama (Weiner, 1985).

Sljedeći važan korak u razvoju teorije bilo je utvrđivanje utjecaja atribucija na emocionalne reakcije u situacijama postignuća. Utvrđeno je kako postoje dvije grupe emocionalnih reakcija (Weiner, 1979): emocije vezane uz ishod, a neovisne o atribucijama, primjerice, sreća nakon uspjeha i frustracija nakon neuspjeha, te emocije vezane uz određene atribucije, pri čemu je svaka kauzalna dimenzija povezana s jedinstvenim setom emocija, npr. lokus s osjećajem ponosa, stabilnost s osjećajem beznađa te kontrola s osjećajima srama, zahvalnosti, suosjećanja i ljutnje (Weiner, 1985). Na temelju tih ranijih zaključaka postavljen je atribucijsko-emocionalno-ponašajni model prema kojem pojedinci suočeni s nekim ishodom određuju uzrok tog događaja, analiziraju ga na tri dimenzije, doživljavaju određene emocije koje su pobuđene atribucijskom analizom te se ponašaju u skladu sa svojim tumačenjima situacije i doživljenim emocijama.

Glavni značaj ove teorije očituje se u njenoj širokoj primjenjivosti. Teorija je primjenjiva u objašnjavanju i intrapersonalnih i interpersonalnih procesa te ponašanja i ishoda u različitim socijalnim domenama. U objašnjavanju intrapersonalne motivacije, atribucijski teoretičari polaze od metafore „čovjeka kao naivnog znanstvenika“ koji pokušava razumjeti sebe te se ponaša u skladu s prikupljenim informacijama (Weiner, 1991). Osnovna je pretpostavka da je motivacijski proces, koji započinje nekim događajem ili ishodom te završava ponašajnom reakcijom na taj događaj, vođen atribucijama i zaključcima temeljenim na atribucijskoj analizi (Weiner, 2000). Teorija pretpostavlja da se nakon nekog ishoda kod osobe najprije javljaju emocije vezane uz ishod koje nisu vođene kognitivnom analizom, a nakon toga počinje potraga za odgovorom na pitanje zbog čega je došlo do određenog ishoda. S obzirom da su naši kognitivni kapaciteti ograničeni, nećemo se upustiti u atribucijsku analizu svakog ishoda, nego će atribuiranje obično potaknuti negativni, neočekivani i važni događaji, tj. ishodi. Odgovor na pitanje zbog čega je došlo do određenog ishoda, odnosno koji su uzroci događaja, ovisi o brojnim čimbenicima, primjerice, dostupnim informacijama iz okoline, ranijim doživljajima istog ishoda, socijalnim normama, kognitivnim pristranostima, itd. (Weiner, 2000). Nakon što osoba ishodu pripíše neki uzrok, slijedi njegova analiza na

kauzalnim dimenzijama. Ovisno o tome kako pojedine uzroke definiramo na tri kauzalne dimenzije, javit će se različiti psihički odgovori. Pritom je dimenzija stabilnosti primarno povezana s budućim očekivanjima istog ishoda, dok su dimenzije lokusa i kontrole povezane s različitim afektivnim reakcijama. Ove će reakcije u konačnici potaknuti različite ponašajne odgovore na doživljeni ishod (primjerice, odustajanje nakon neuspjeha pripisanog stabilnom uzroku nepodložnom kontroli). Dakle, posljedice nekog ishoda razlikovat će se ovisno o tome kakvim uzrocima ga objašnjavamo.

Kada govorimo o interpersonalnoj motivaciji, proces je sličan ranije opisanom, no u ovom slučaju nije izvođač ponašanja taj koji atribuirao uzroke ishoda nego opažatelj. Naime, ljudi su motivirani za boljim razumijevanjem svoje socijalne okoline te zbog toga nastoje objasniti ponašanja, ishode i stanja drugih osoba iz svoje okoline. Kako bi objasnili ponašanje ili stanje druge osobe, ljudi mu pripisuju različite uzroke, koji se ne moraju podudarati s uzrocima koje izvođači ponašanja pripisuju vlastitom ponašanju. Ono što je ključno je da opažatelji također ove uzroke klasificiraju na kauzalnim dimenzijama, a ovisno o tome kako ih definiraju javit će se različiti odgovori. Pritom treba naglasiti da se, u odnosu na intrapersonalnu domenu, dimenzija kontrole pokazala važnijom od druge dvije dimenzije u objašnjavanju ponašanja usmjerenog prema drugim osobama. Naime, ako osoba nečije negativno ponašanje ili stanje percipira kao podložno kontroli, pripisat će odgovornost za ishod izvođaču ponašanja te je veća vjerojatnost da će takva atribucijska analiza pobuditi negativne emocije (npr. ljutnju) i negativna ponašanja (npr. kažnjavanje izvođača ponašanja). S druge strane, kada nečije ponašanje ili stanje percipiramo kao nepodložno osobnoj kontroli, ne pripisujemo odgovornost za ishod izvođaču ponašanja te će takva atribucijska analiza pobuditi pozitivne emocije (npr. suosjećanje) i pozitivna ponašanja (npr. pružanje pomoći izvođaču ponašanja). Dakle, naše reakcije prema drugima u velikoj su mjeri posredovane prosudbom je li netko sam odgovoran za situaciju u kojoj se našao ili nije te zaslužuje li stoga nagradu ili kaznu (Weiner, 2000).

Primjena Weinerove teorije u objašnjavanju ponašanja

Brojna su istraživanja potvrdila primjenjivost Weinerove teorije u različitim domenama ponašanja. Primjerice, u domeni pomagačkog ponašanja konzistentno se pokazalo da je vjerojatnost pružanja pomoći značajno manja kada uzrok nečije nevolje percipiramo kao podložan kontroli, tj. ukoliko osobu kojoj je potrebna pomoć držimo odgovornom za vlastito stanje. Pritom emocije vezane uz dimenziju kontrole, suosjećanje i ljutnja, imaju utjecaj na

donošenje odluke o pružanju pomoći na način da posreduju odnos između atribucija i pomagačkog ponašanja. Konkretno, kada potencijalni pružatelji pomoći uzrok nečije nevolje percipiraju podložnim kontroli (odgovornost za stanje je na tražitelju pomoći), javlja se ljutnja što smanjuje vjerojatnost pružanja pomoći, a kada uzrok nevolje percipiraju nepodložnim kontroli (odgovornost za stanje nije na tražitelju pomoći), javlja se suosjećanje što povećava vjerojatnost pružanja pomoći (vidi npr. Badahdah i Alkhder, 2006; Greitemeyer i Rudolph, 2003; Meyer i Mulherin, 1980; Reisenzein, 1986; Rudolph i sur., 2004; Schmidt i Weiner, 1988; Weiner, 1980a; Weiner, 1980b). No unatoč ovoj čvrstoj povezanosti atribucija i spremnosti na pomagačko ponašanje, manji broj istraživanja ukazao je da odnos atribucija i ponašanja može biti moderiran nekim osobinama pomagača (npr. Higgins i Shaw, 1999; Schwartz i Fleishman, 1978; Tscharaktschiew i Rudolph, 2016), kulturalnim značajkama (npr. Mullen i Skitka, 2009; Pilati i sur., 2015) te situacijskim obilježjima (npr. Greitemeyer i sur., 2003).

Osim u objašnjavanju pomagačkog ponašanja, ovaj model primjenjiv je i u objašnjavanju agresivnog ponašanja. Međutim, u ovom slučaju pokazalo se da samo emocija ljutnje ima značajnu ulogu u objašnjavanju vjerojatnosti javljanja agresivnog odgovora, dok nema učinka emocije suosjećanja. Konkretnije, istraživanja su pokazala da u situacijama kada je izvođaču štetnog ponašanja atribuirana namjera dolazi do javljanja ljutnje koja posljedično motivira na uzvratanje agresivnim ponašanjem, dok u situacijama kada izvođaču štetnog ponašanja nije atribuirana namjera dolazi do izostanka ljutnje te izostanka agresivnog odgovora (npr. Greitemeyer i Rudolph, 2003; Rudolph i sur., 2004). Juvonen (1991) ukazuje da atribucije imaju važnu ulogu i u odnosima djece. Rezultati njenog istraživanja pokazuju da kod školske djece postoji pozitivna povezanost između atribuiranja odgovornosti za nepoželjno ponašanje i odbacivanja vršnjaka koji iskazuju takvo ponašanja, pri čemu je ta veza također posredovana negativnim emocijama. U školskom kontekstu, osim u objašnjavanju reakcija na vlastiti uspjeh ili neuspjeh, atribucije su se pokazale korisnima i za objašnjavanje ponašanja nastavnika prema učenicima. Pritom se pokazalo da su nastavnici najskloniji kazniti sposobne učenike koji postižu loše rezultate zbog nedostatka truda (razlog podložan kontroli), dok su najskloniji pohvaliti učenike nižih sposobnosti koji su postigli uspjeh na temelju truda. Također, skloniji su kažnjavati hiperaktivne učenike (ponašanje koje je percipirano kao podložno kontroli), dok prema sramežljivim učenicima s poteškoćama imaju više razumijevanja te su im spremniji pružiti podršku i pomoć (npr. Brophy i Rohrkemper, 1981).

Iz navedenih istraživanja moguće je zaključiti da su atribucije uzroka ponašanja ili stanja osoba iz naše socijalne okoline povezane s različitim ponašajnim reakcijama prema njima. Zaključci istraživanja vrlo su konzistentni te potvrđuju teorijom pretpostavljeni slijed: kognicije (atribucije) potiču emocionalne reakcije, a emocije potiču ili inhibiraju ponašanje. Pritom se pokazalo da su reakcije prema drugima u najvećoj mjeri uvjetovane analizom uzroka na dimenziji kontrole. Ukoliko pojedinci uzrok nečijeg stanja ili ponašanja percipiraju podložnim kontroli, osobi će pripisivati veću osobnu odgovornost za stanje u kojem se nalazi te će se javiti odgovori poput ljutnje, odbacivanja, kažnjavanja i izostanka pomoći. Ukoliko pojedinci uzrok nečijeg stanja ili ponašanja percipiraju nepodložnim kontroli, u manjoj će mjeri osobi pripisivati osobnu odgovornost za stanje u kojem se nalazi te će se javiti odgovori poput suosjećanja, pružanja pomoći, nekažnjavanja i socijalnog prihvatanja. Osim navedenih primjera, Weinerova atribucijska teorija pokazala se i kao dobar teorijski okvir za objašnjavanje veze između stigmatizirajućih stavova i diskriminirajućeg ponašanja prema stigmatiziranim pojedincima, o čemu će više riječi biti u nastavku.

Atribucije i stigma

Prema Weinerovoj teoriji, jedna od glavnih odrednica diskriminirajućeg ponašanja prema stigmatiziranim pojedincima percipirani je uzrok njihovog stanja. Sukladno pretpostavkama teorije, objašnjavanje stigmatizirajućeg stanja uzrocima koji se mogu klasificirati kao podložni kontroli trebalo bi dovesti do zaključka o osobnoj odgovornosti pojedinca za njegovo stanje, što posljedično dovodi do javljanja negativnih emocionalnih reakcija te kažnjavajućeg ili izbjegavajućeg ponašanja. S druge strane, ako neko stigmatizirajuće stanje objašnjavamo uzrocima koji nisu podložni kontroli, neće doći do pripisivanja osobne odgovornosti pojedincima te će se posljedično javiti pozitivne emocionalne reakcije i prihvaćajuće ili prosocijalno ponašanje usmjereno prema stigmatiziranim pojedincima. Ovu pretpostavku na različitim stigmatiziranim populacijama potvrđuje nekoliko istraživanja (npr. Boyle, 2014; Corrigan i sur., 2003; Corrigan i sur., 2002; Haider-Markel i Joslyn, 2008; Murphy-Berman i Berman, 1993; Schwarzer i Weiner, 1991; Steins i Weiner, 1999; Weiner i sur., 1988). Također, istraživanja ukazuju da se negativne emocije i neprijateljske reakcije obitelji prema psihički oboljelim članovima mogu objasniti atribuiranjem simptoma njihove bolesti čimbenicima koji su podložni kontroli (npr. Barrowclough i sur., 1994; Hooley i Licht, 1997; Weisman i Lopez, 1997).

Kada govorimo o atribucijama vezanima uz stigme, uz kauzalnu dimenziju kontrole

često se spominju odgovornost i krivnja te je potrebno objasniti razlike među ovim pojmovima, odnosno konstruktima. Iako se radi o semantički različitim pojmovima, oni se često rabe naizmjenice te, budući da su varijable međusobno snažno povezane (korelacije se u nekim istraživanjima kreću iznad $r = .70$ i $.80$; vidi npr. Mantler i sur., 2003; Reisenzein, 1986; Weiner i sur., 1988), u mnogim su istraživanjima objedinjene u jedan konstrukt. Ipak, mnogi autori smatraju da se radi o tri različita konstrukta: atribucijama uzroka, pri čemu je kontrola jedna od dimenzija u podlozi svih uzroka, atribucijama odgovornosti te atribucijama krivnje. Fincham (2003) napominje da se atribucije uzroka odnose na pitanje „tko ili što je uzrok“ nekog ishoda, dok se atribucije odgovornosti odnose na pitanje „tko je odgovoran“ za ishod čiji je uzrok već poznat te se na temelju njih donose atribucije krivnje, odnosno evaluacijske prosudbe o krivici pojedinca za ishod. Dakle, kada govorimo o podložnosti uzroka pojedinčevoj osobnoj kontroli, zapravo se referiramo na jednu od kauzalnih dimenzija na kojoj se uzroci klasificiraju, odnosno govorimo o svojstvu samog uzroka (Weiner, 1985). S druge strane, kada govorimo o odgovornosti i krivnji, one podrazumijevaju donošenje zaključaka o razini pojedinčeve odgovornosti i krivice za ishod, odnosno predstavljaju zaključke o samoj osobi, zbog čega bi ih bilo potrebno promatrati kao različite konstrukte. Pritom je razlika između atribucija odgovornosti i krivnje vrlo suptilna. Shaver (1985) navodi da se razlika očituje u tome da atribuciju odgovornosti donosimo prije nego osoba čiju odgovornost prosuđujemo ponudi objašnjenje za svoje ponašanje, dok je atribucija krivnje prosudba koju donosimo nakon što nam je ponuđeno objašnjenje za određeno ponašanje. Weiner (1993) u okviru svoje atribucijske teorije pripisivanje odgovornosti smatra medijatorom odnosa između atribucija uzroka (konkretno, atribuiranja kontrole) i emocionalnih reakcija, dok procjenu krivnje smatra kombinacijom pripisivanja odgovornosti i pobuđene emocije ljutnje. Prema tome, okrivljavanje osobe za neki ishod ili stanje bila bi posljedica atribuiranja kontrole. Također, u kontekstu stigme krivnja se često navodi kao sadržaj stereotipa koji se vežu uz pojedine stigmatizirane skupine (vidi npr. Corrigan, Watson i Barr, 2006 za psihički oboljele osobe; Moore i sur., 2016 za počinitelje kriminalnih djela). Dakle, krivnja se odnosi na negativna uvjerenja o tim osobama, a ne uzrok stigme.

Teoretičari koji se zalažu za razlikovanje ovih konstrukata smatraju da su oni u međusobnom odnosu koji pretpostavlja da se atribuiranje odvija prema određenom redoslijedu gdje su atribucije uzroka (primarno dimenzija kontrole) preduvjet za donošenje atribucija odgovornosti, a atribucije odgovornosti su preduvjet za donošenje atribucija krivnje (Heider, 1958; Shaver, 1985; Weiner, 1995). Dakle, da bismo pojedinca držali odgovornim za

neki ishod, uzrok ishoda moramo klasificirati kao podložan kontroli, a da bismo mu pripisali krivnju, moramo zaključiti da je pojedinac sam odgovoran za ishod. Iako je smještanje uzroka na kauzalnim dimenzijama relativno jednostavno, određivanje razine odgovornosti i krivnje je složenije. Da bismo donijeli zaključke o nečijoj odgovornosti i/ili krivnji za ishod, u obzir je potrebno uzeti i percipiranu namjeru pojedinca, ali i situacijske okolnosti, opravdanja i izgovore (Mantler i sur., 2003). Iz tog razloga neće svaki uzrok klasificiran kao podložan kontroli dovesti do pripisivanja odgovornosti pojedincu, odnosno pripisivanje odgovornosti neće nužno dovesti do pripisivanja krivnje ukoliko postoje olakotne okolnosti i moralna opravdanja koja ublažavaju razinu odgovornosti i/ili krivnje (Weiner, 1993). Nekoliko istraživanja (npr. Harvey i Rule, 1978; Mantler i sur., 2003; Shultz i sur., 1981) potvrđuje da se donošenje atribucija uzroka, odgovornosti i krivnje odvija prema pretpostavljenom redoslijedu. Međutim, neki su istraživači dobili drugačije rezultate. Primjerice, Weiner i suradnici (1988) ustanovili su da su sudionici pripisivali podjednaku razinu odgovornosti i krivnje za fizičke stigme (npr. tjelesni invaliditet, sljepoću i sl.), dok su oboljelima od AIDS-a, ovisnicima i zlostavljačima djece pripisivali višu razinu krivnje u odnosu na pripisanu razinu odgovornosti. S druge strane, u istraživanju kojeg je proveo Critchlow (1985), sudionici su počiniteljima manjih socijalnih prekršaja pripisivali nižu razinu krivnje u odnosu na pripisanu odgovornost, dok su počiniteljima kriminalnih djela pripisivali podjednaku razinu odgovornosti i krivnje.

Dosadašnji rezultati uglavnom ukazuju na razlikovanje kontrole i odgovornosti, no razlika između odgovornosti i krivnje manje je jasna. Čini se da će u nekim situacijama pojedinci pripisivati podjednaku razinu odgovornosti i krivnje (ako je osoba odgovorna, automatski je i kriva), u nekima manje krivnje u odnosu na odgovornost (odgovornost ne znači nužno krivnju ako postoje olakotne okolnosti), a u nekima više krivnje u odnosu na odgovornost. Ovaj posljednji odnos nije u skladu s pretpostavkom da su atribucije odgovornosti preduvjet za atribucije krivnje te ukazuje na mogućnost da donošenje prosudba o nečijoj krivnji nije u potpunosti racionalni proces. Naime, Alicke (2000) smatra da procjene krivnje jednim dijelom donosimo podsvjesno na temelju vlastitih moralnih vrijednosti, stavova, predrasuda i pristranosti koje mogu izravno ili neizravno djelovati na donošenje zaključaka o krivnji. Rezultati istraživanja koje su proveli Mantler i suradnici (2003) potvrđuju da je pripisivanje krivnje povezano s postojećim stavovima i pristranostima, poput vjerovanja u pravedan svijet i autoritarizma. Ovo je mogući razlog zašto se žrtve zločina ili oboljele često okrivljuju za njihovo stanje, čak i ako nisu namjerno svojim ponašanjem uzrokovali negativan ishod.

Atribucije i samostigma

Osim što atribucije, primarno dimenzija kontrole, imaju značajnu ulogu u objašnjavanju javne stigme, atribuiranje uzroka vlastitog stigmatizirajućeg stanja moglo bi biti povezano i sa samostigmatizacijom. Naime, u skladu s intrapersonalnom atribucijskom teorijom, atribuiranje kontrole i osobne odgovornosti za stigmatizirano stanje moglo bi biti pozitivno povezano s internalizacijom javne stigme. Međutim, postoji i suprotna hipoteza koja pretpostavlja da je pripisivanje vlastitog stanja uzroku koji je podložan kontroli negativno povezano s internalizacijom stigme. Naime, percepcija veće mogućnosti kontrole uzroka stigme kod osoba može dovesti do percepcije veće mogućnosti djelovanja na vlastito stigmatizirajuće stanje, što smanjuje vjerojatnost internalizacije javne stigme.

Za razliku od odnosa atribucija i javne stigme, pitanje uloge atribucija u procesu samostigmatizacije manje je istraživano, a dosadašnji rezultati su nekonzistentni te idu u smjeru potvrde obje hipoteze. Primjerice, Mak i Wu (2006) su na uzorku oboljelih od shizofrenije dobile rezultate koji ukazuju da su atribucije osobne kontrole nad uzrokom bolesti pozitivno povezane s internaliziranom stigmom. Pojedinci koji su si pripisivali višu razinu osobne kontrole iskazivali su višu razinu internalizirane stigme. Ova se povezanost pokazala značajnom i uz kontrolu demografskih varijabli (spola, dobi i stupnja obrazovanja sudionika) te trajanja bolesti i ozbiljnosti simptoma. Međutim, istraživanje koje su na osobama oboljelima od HIV/AIDS-a proveli Mak i suradnici (2007) pokazuje drugačije rezultate. Njihovi rezultati potvrdili su pozitivnu vezu između atribucija kontrole, odgovornosti i krivnje za zarazu HIV-om, ali veza između atribucija krivnje i internalizirane stigme nije se pokazala značajnom. Ipak, autori su dobili značajnu negativnu bivarijatnu korelaciju ($r = -.32$) između osobne kontrole i internalizirane stigme, što ide u prilog drugoj hipotezi. Boyle (2016) je na uzorku osoba koje mučaju također ustanovio negativnu povezanost osobne kontrole i internalizirane stigme (veza se pokazala značajnom i nakon kontrole samoprocjene jakosti poremećaja govora). Za dimenziju vanjske kontrole dobivena je pozitivna povezanost s internaliziranom stigmom, međutim, parcijalna korelacija uz kontrolu samoprocjene jakosti poremećaja govora nije bila značajna. Osim dviju dimenzija kontrole, ovo je istraživanje ispitalo i odnos lokusa te stabilnosti s internaliziranom stigmom. Rezultati su pokazali značajnu pozitivnu povezanost percipirane stabilnosti i internalizirane stigme, što ukazuje da bi osim mogućnosti kontrole i druge dimenzije mogle doprinijeti objašnjavanju odnosa atribucija i samostigme.

Iako su istraživanja odnosa atribucija i samostigme malobrojna, proveden je veći broj istraživanja koja su se bavila povezanošću atribucija s drugim oblicima reakcije i prilagodbe na ozbiljnu bolest ili stradavanje u nesreći, a koja ukazuju da bi atribucije uzroka negativnog stanja mogle imati važnu ulogu u prilagodbi pojedinca (npr. Affleck i sur., 1987; Bulman i Wortman, 1977; Taylor i sur., 1984). Rezultati tih istraživanja su nekonzistentni. Primjerice, neki ukazuju da su vanjski uzroci, poput pripisivanja bolesti ili nesreće situacijskim okolnostima, drugoj osobi ili sudbini / Božjoj volji povezani s boljom prilagodbom na traumatski događaj nego samookrivljavanje (npr. James i Kristiansen, 1995; Kiecolt-Glaser i Williams, 1987). Neka istraživanja ukazuju na suprotne rezultate, odnosno da je bolja prilagodba na stanje povezana s pripisivanjem negativnog ishoda vlastitom ponašanju (npr. Bulman i Wortman, 1977) te da je okrivljavanje drugih za vlastite negativne ishode općenito povezano s narušenim psihičkim blagostanjem i fizičkim zdravljem (za pregled vidi Tennen i Affleck, 1990). Također, neki istraživači nisu pronašli povezanost između atribucija i prilagodbe (vidi npr. Downey i sur., 1990).

Treba napomenuti da su ova rana istraživanja polazila od pristupa kojemu je cilj identificirati kojem točno uzroku pojedinci pripisuju negativni ishod, ne uzimajući pritom u obzir kako pojedinci te uzroke doživljavaju na dimenzijama lokusa, kontrole i stabilnosti. Također, većinom su bila usmjerena samo na usporedbu unutarnjih i vanjskih atribucija. Iako se uz vanjske uzroke veže niža razina osobne kontrole nad uzrokom, unutarnji se uzroci mogu razlikovati s obzirom na stabilnost i mogućnost osobne kontrole. Istraživanje koje su proveli Brown i Siegel (1988) ukazuje da bi dimenzija kontrole mogla imati važniju ulogu od lokusa u objašnjavanju odnosa atribucija i prilagodbe. Naime, unutarnji uzroci negativnih ishoda koji su percipirani kao podložni kontroli pokazali su se negativno povezanim s depresivnošću, dok su unutarnji, stabilni uzroci nepodložni kontroli bili povezani s porastom depresivnosti. Istraživanje koje su proveli Roesch i Weiner (2001), koje isto polazi od pristupa usmjerenog na kauzalne dimenzije u podlozi uzroka, također je pokazalo da je atribuiranje bolesti uzrocima koji su unutarnji (vezani uz pojedinca), nestabilni i podložni kontroli neizravno povezano s boljom prilagodbom kroz uporabu aktivnih strategija suočavanja. S druge strane, atribuiranje bolesti uzrocima koji su stabilni i nepodložni kontroli pokazalo se povezanim s izbjegavajućim strategijama suočavanja, što je povezano s lošijom prilagodbom. Ovi rezultati idu u prilog hipotezi da je percepcija veće mogućnosti kontrole uzroka negativnog ishoda povezana s percepcijom veće mogućnosti djelovanja na vlastito stanje, što dovodi do boljih ishoda za pojedinca.

Roditeljske atribucije djetetovih teškoća i prilagodba roditelja

Odnos atribucija i prilagodbe također je ispitivan i kod roditelja ozbiljno oboljele te djece s razvojnim teškoćama. Istraživanja ukazuju da roditelji djetetovo stanje obično objašnjavaju većim brojem uzroka te da je donošenje različitih atribucija povezano i sa samom dijagnozom koju roditelji nastoje objasniti. Primjerice, Mickelson i suradnici (1999) ispitali su roditeljske atribucije na uzorku roditelja djece s Downovim sindromom, djece s poremećajem iz spektra autizma te djece koja pokazuju kašnjenje u razvoju. Rezultati su pokazali da su roditelji Downov sindrom najčešće pripisivali genetskim mutacijama, sudbini / Božjoj volji te starosti roditelja u vrijeme začeća, autizam nasljednim čimbenicima, genetskim mutacijama, sudbini / Božjoj volji te okolinskim čimbenicima, a kašnjenje u razvoju traumi tijekom poroda, stresu tijekom trudnoće te genetskim mutacijama i nasljednim čimbenicima. Što se tiče povezanosti atribucija s prilagodbom roditelja na djetetovu bolest ili razvojne teškoće, rezultati su ponovno nejednoznačni. Primjerice, istraživanje koje su proveli Tennen i suradnici (1986) pokazalo je da su pozitivnije raspoloženje pokazivale majke koje su djetetovu bolest objašnjavale uzrocima koji su povezani s njihovim vlastitim ponašanjem. Autori smatraju da su ovakve atribucije povezane s percepcijom da majke mogu spriječiti slične ishode u budućnosti te zbog toga imaju bolje adaptivne ishode. Slične rezultate dobili su Shapp i suradnici (1992). Iako nisu pronašli povezanost između atribucija i psihičkog blagostanja kod majki djece s teškoćama, više blagostanje zabilježeno je kod očeva koji za djetetove teškoće nisu okrivljavali druge ili lošu sudbinu. Također, Hall i suradnici (1997) pronašli su slabiju prilagodbu (više roditeljskog stresa, depresivnosti i ljutnje) kod roditelja koji su okrivljavali druge za rođenje djeteta s Downovim sindromom.

S druge strane, u istraživanju koje su proveli Bearison i suradnici (1993) roditelji djece koja imaju karcinom pokazivali su bolje suočavanje ako su uzrok djetetove bolesti pripisivali vanjskim uzrocima nego unutarnjima. Affleck i suradnici (1985) također su ustanovili da su uspješniju prilagodbu pokazivale majke koje su djetetovu kroničnu bolest pripisivale okolinskim čimbenicima. Majke koje su djetetovu bolest percipirale ozbiljnijom u većoj su mjeri uzrok bolesti vidjele u vlastitom ponašanju i općenito su bolest pripisivale većem broju različitih uzroka. U longitudinalnom istraživanju Mickelson i suradnika (1999) dvije unutarnje atribucije (nasljedni čimbenici i stres tijekom trudnoće) te jedna vanjska atribucija (okolinski čimbenici) pokazale su povezanost sa slabijom prilagodbom roditelja u drugoj vremenskoj točki. Pripisivanje djetetovih teškoća sudbini / Božjoj volji pokazalo se povezano s boljom prilagodbom i predviđalo je smanjenje depresivnosti tijekom vremena. Ovi su autori

također ispitali povezanost roditeljskih atribucija s njihovom percepcijom stigmatizacije roditelja djece s teškoćama. Rezultati su pokazali negativnu povezanost između atribuiranja djetetovih teškoća sudbini / Božjoj volji i percipirane stigme prema roditeljima u prvoj vremenskoj točki istraživanja, no niti jedna atribucija iz prve točke nije predviđala promjene u percipiranoj stigmatizaciji tijekom vremena.

Glavni nedostatak spomenutih istraživanja ponovno je usmjerenost samo na usporedbu unutarnjih i vanjskih atribucija. Također, sva istraživanja bila su usmjerena na povezivanje konkretnih uzroka s različitim adaptivnim ishodima. Za razliku od njih, istraživanje koje je provela Robinson (2001) polazi od pristupa usmjerenog na kauzalne dimenzije u podlozi uzroka. U istraživanju je ispitan odnos atribucija te suočavanja i emocionalnog funkcioniranja majki djece s razvojnim teškoćama (intelektualnim teškoćama, poremećajem iz spektra autizma ili cerebralnom paralizom). Suprotno očekivanju, osobna kontrola nije se pokazala povezanom sa strategijama suočavanja. S druge strane, dimenzije lokusa i stabilnosti pokazale su se negativno povezanima sa suočavanjem usmjerenim na problem. Majke koje su percipirale da je uzrok djetetovih teškoća nešto vezano uz njih te da je uzrok stabilan, u manjoj su mjeri rabile strategije suočavanja usmjerene na problem. Mak i Kwok (2010) su, također polazeći od pristupa usmjerenog na kauzalne dimenzije, ispitali odnos atribucija, roditeljske stigme i psihičkog blagostanja roditelja djece s teškoćama (konkretno, poremećajem iz spektra autizma). Prema našim saznanjima, ovo je jedino istraživanje koje je ispitalo ulogu atribucija u cjelokupnom procesu samostigmatizacije roditelja, no ispitana je samo dimenzija kontrole. Rezultati ukazuju da atribucije posreduju odnos između percipirane i internalizirane stigme kod roditelja. Pritom je dobivena negativna povezanost između percipirane stigme i dimenzije kontrole te kontrole i internalizirane stigme. Također, oba su oblika stigme bila pozitivno povezana s pripisivanjem osobne odgovornosti i krivnje za djetetov poremećaj, međutim, istraživanje je transversalno što ograničava donošenje zaključaka o smjeru odnosa.

Na temelju svega navedenog, jasno je da ne postoje jednoznačni zaključci o odnosu atribucija i prilagodbe na negativne životne ishode. U obzir je potrebno uzeti razlike u metodološkim pristupima u ispitivanju atribucija zbog čega rezultati pojedinih istraživanja nisu izravno usporedivi, no jedno od mogućih objašnjenja različitih rezultata moglo bi biti i u tome što su se istraživanja bavila prilagodbom na različite negativne ishode te su ispitivani

različiti pokazatelji prilagodbe. Naime, različite atribucije mogle bi biti adaptivne za različite ishode. Primjerice u situacijama gdje je mogućnost kontrole mala, kao što je u slučaju dobivanja djeteta s invaliditetom, atribuiranje negativnih ishoda lošoj sreći i doživljavanje djetetove dijagnoze kao nečega što se moglo dogoditi bilo kome moglo bi biti adaptivnije od traženja krivca u sebi ili drugima (Zschorn i Shute, 2016). Pojedine kauzalne dimenzije također ne moraju imati jednaki značaj za predviđanje reakcija na različite negativne životne ishode (za detaljniju raspravu vidi Anderson i Arnoult, 1985). Osim toga, tijekom vremena može doći do promjena u atribucijama (pojedinci ne moraju donositi iste atribucije u različitim fazama prilagodbe), a i povezanost atribucija i prilagodbe može s vremenom slabiti (za detaljniju raspravu vidi Downey i sur., 1990).

U kontekstu samostigme najviše je ispitivana dimenzija kontrole, no rezultati su također nejednoznačni. Međutim, u obzir treba uzeti da u pojedinim istraživanjima nije uvijek jasno na što se točno odnosi dimenzija kontrole. Primjerice, u istraživanjima koje su proveli Mak i Wu (2006) te Mak i suradnici (2007) od sudionika se tražilo da na dimenziji kontrole procijene uzrok koji je doveo do bolesti. No u istraživanjima koja idu u prilog hipotezi koja pretpostavlja negativnu povezanost između kontrole i samostigme, pitanje je postavljeno na način koji otvara mogućnost da odgovori sudionika zapravo odražavaju procjenu mogućnosti kontrole poremećaja u svakodnevnom životu (Boyle, 2016), odnosno kontrole djetetova ponašanja i stigme (Mak i Kwok, 2010), a ne uzroka poremećaja. Osim dimenzije kontrole, neka istraživanja ukazuju da bi i druge kauzalne dimenzije mogle doprinijeti boljem razumijevanju (samo)stigmatizacije. U dosadašnjim istraživanjima kauzalne dimenzije obično su ispitivane odvojeno, no kako bi se provjerila njihova prediktivna važnost u objašnjavanju (samo)stigmatizacije u obzir bi trebalo uzeti i njihovu međusobnu povezanost. Naime, iako su dimenzije lokusa, stabilnosti i kontrole konceptualno različite, empirijski podaci ukazuju da nisu ortogonalne (Weiner, 2014), odnosno da postoje određena preklapanja, pogotovo između lokusa i osobne kontrole te stabilnosti i osobne kontrole (za pregled vidi Anderson i Arnoult, 1985; McAuley i sur., 1992). S obzirom na mali broj istraživanja u ovom području i nejednoznačne rezultate, potrebna su dodatna istraživanja koja bi ispitala mogućnost primjene atribucijskog modela u objašnjavanju procesa samostigmatizacije.

U nastavku teksta slijedi pregled uobičajenih metodoloških pristupa u istraživanjima potaknutim ranije opisanim teorijskim okvirima, sociokognitivnom teorijom stigme i atribucijskim pristupom. Bit će prikazane prednosti i nedostaci različitih istraživačkih metoda i instrumenata rabljenih u istraživanjima atribucija te stigme i samostigme roditelja.

Metodologija istraživanja atribucija i stigme roditelja djece s razvojnim teškoćama

Stigma roditelja i drugih članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca relativno je slabo istražena. Jedan od razloga koji tomu pridonosi jest nedostatak standardiziranih i psihometrijski kvalitetnih mjernih instrumenata. Također, pojedina istraživanja polaze od nešto drugačijih konceptualizacija roditeljske samostigme, što je rezultiralo i razlikama u njihovoj operacionalizaciji i mjerenju. Stoga rezultati dosadašnjih istraživanja nisu u potpunosti usporedivi. Jedan od glavnih nedostataka dosadašnjih istraživanja, ne samo samostigmatizacije roditelja, već samostigmatizacije općenito, jest da su ona većinom transversalnog tipa. Nedostaje longitudinalnih istraživanja koja bi ispitala kako dolazi do razvoja samostigme te dala odgovore na pitanja o smjeru odnosa između konstrukata ispitivanih u okviru modela samostigmatizacije. Primjer jednog longitudinalnog istraživanja je ono Vogela i suradnika (2013), koji su na uzorku studenata ispitali odnos između percipirane stigme prema osobama koje koriste usluge psihološkog savjetovišta te internalizirane stigme. Njihovi rezultati pokazali su da je percipirana stigma predviđala internaliziranu stigmom tri mjeseca kasnije, ali ne i obrnuto. Ovo ukazuje da percepcija javne stigme doprinosi internalizaciji stigme, no autori nisu ispitali dovodi li stigma do razvoja negativnih posljedica za pojedince.

S druge strane, ranije spomenuta longitudinalna istraživanja koja su ispitivala odnos stigme i negativnih posljedica bila su usmjerena samo na jedan oblik stigme, javnu (percipiranu ili doživljenu) stigmom ili internaliziranu stigmom. Također, nisu ispitivani mogući mehanizmi preko kojih se javna stigma internalizira. Dakle, i dalje nedostaje longitudinalnih istraživanja cjelovitog modela razvoja samostigme. Jedan su od pretpostavljenih medijatora odnosa između percipirane i internalizirane stigme atribucije uzroka stigmatizirajućeg stanja, no na temelju dostupnih rezultata transversalnih istraživanja nije moguće jasno zaključiti jesu li atribucije doista medijator odnosa između percipirane i internalizirane stigme (vidi npr. Mak i Kwok, 2010) ili atribucije također doprinose i većoj sklonosti uočavanja stigme u javnosti (vidi npr. Fernández i Arcia, 2004; Mickelson i sur., 1999).

Za razliku od samostigme, atribucije su konstrukt koji je potaknuo brojna istraživanja još sredinom prošlog stoljeća. Jedna linija istraživanja pokazala je da su atribucije koristan konstrukt za objašnjavanje stigmatizacije različitih skupina, a manji broj istraživanja ukazuje da bi atribucije mogle imati ulogu i u objašnjavanju samostigmatizacije. Dva su osnovna pristupa u ispitivanju atribucija, pristup usmjeren na konkretne uzroke kojima pojedinci objašnjavaju različite ishode te pristup usmjeren na kauzalne dimenzije koje su u podlozi svih

uzroka i na kojima se uzroci mogu pozicionirati. Unutar oba pristupa možemo razlikovati nekoliko načina mjerenja atribucija. U nastavku ćemo se najprije osvrnuti na najčešće rabljene instrumente za ispitivanje stigme, s naglaskom na roditeljsku stigmatu te potom na različite načine ispitivanja atribucija.

Mjerni instrumenti za ispitivanje stigme

Stigma i samostigma najčešće su ispitivane metodom samoprocjene pri čemu su rabljeni različiti mjerni instrumenti. Fox i suradnici (2018) navode da postoji više od 400 mjernih instrumenata za ispitivanje stigme. Međutim, velika većina tih instrumenata nije psihometrijski validirana jer je velik broj skala ili pojedinačnih čestica konstruiran za potrebe nekog određenog istraživanja te kasnije nije primjenjivan. Iako je najveći broj mjernih instrumenata (za pregled vidi Yang i Link, 2016) razvijen za ispitivanje stigmatizacije psihički oboljelih osoba, mnogi se mogu prilagoditi za druge populacije. Samostigmatizacija je rjeđe ispitivana zbog čega je dostupno i manje instrumenata. Neki su od poznatijih instrumenata za ispitivanje doživljene i percipirane stigme Skala percipirane devaluacije i diskriminacije (eng. *Perceived Devaluation-Discrimination Scale*; Link, 1987), Skala diskriminacije i stigme (eng. *Discrimination and Stigma Scale*; Thornicroft i sur., 2009) te Wahlov (1999) Upitnik o doživljajima stigme (eng. *Consumer Experiences of Stigma Questionnaire*). Dva su najčešće rabljena instrumenta za ispitivanje internalizirane stigme Skala internalizirane stigme psihički oboljelih osoba (eng. *Internalized Stigma of Mental Illness Scale*, ISMI; Ritsher i sur., 2003) te Skala samostigmatizacije psihički oboljelih osoba (eng. *The Self-Stigma of Mental Illness Scale*, SSMIS; Corrigan i sur., 2012; Corrigan, Watson i Barr, 2006). Posljednja se temelji na sociokognitivnom modelu samostigmatizacije (Corrigan i Rao, 2012; Corrigan, Watson i Barr, 2006; Watson i sur., 2007) i mjeri četiri faze samostigmatizacije pretpostavljene modelom.

Kada govorimo o roditeljskoj stigmati, nekoliko navedenih skala prilagođeno je za ispitivanje stigme članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca. Primjerice, prilagodbom Linkove (1987) Skale percipirane devaluacije i diskriminacije dobivena je Skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca (eng. *Devaluation of Consumer Families Scale*, DCFS; Struening i sur., 2001), koja je namijenjena ispitivanju percipirane stigme prema članovima obitelji psihički oboljelih osoba, ali moguće ju je prilagoditi i za obitelji drugih stigmatiziranih skupina. Sadržaj čestica skale odnosi se na socijalno odbacivanje i omalovažavanje roditelja zbog povezanosti sa stigmatiziranim djetetom te

njihovo okrivljavanje za djetetovo stigmatizirajuće stanje i etiketiranje kao loših roditelja, što bi odgovaralo pretpostavci o dvostrukoj (neizravnoj i izravnoj) javnoj stigmatizaciji roditelja (vidi npr. Eaton i sur., 2020; Francis, 2012). Skala ima zadovoljavajuću pouzdanost unutarnje konzistencije te je često rabljena u dosadašnjim istraživanjima (vidi npr. Chan i Lam, 2017; Mak i Kwok, 2010), međutim, njezina faktorska struktura nije potpuno jasna.

Prilagodbom Skale internalizirane stigme psihički oboljelih osoba (ISMI; Ritsher, i sur., 2003) razvijena je Skala roditeljske internalizirane stigme (eng. *Parents' Internalized Stigma of Mental Illness*, PISMI; Zisman-Ilani i sur., 2013), namijenjena ispitivanju internalizirane stigme kod roditelja psihički oboljele djece. Za razliku od originalne skale koja mjeri pet dimenzija, alijenaciju, prihvaćanje stereotipa, doživljaje diskriminacije, socijalno povlačenje te otpornost na stigmatizaciju, roditeljska inačica mjeri tri dimenzije, doživljaje diskriminacije, prihvaćanje stereotipa te socijalno povlačenje i alijenaciju. Supskala otpornosti na stigmatizaciju pokazala se kao psihometrijski najlošija te stoga nije uključena u novi instrument. Glavni su nedostaci ove skale niža pouzdanost unutarnje konzistencije (Cronbachov $\alpha < .70$) te upitna konstruktiva valjanost. Primjerice, čestice na supskali prihvaćanja stereotipa odnose se ne samo na roditelja koji daje procjene, nego i na stereotipe vezane uz psihički oboljele osobe te roditelje psihički oboljele djece općenito. Kod ispitivanja samostigmatizacije roditelja djece s teškoćama fokus bi trebao biti na pojedinačnom roditelju i stereotipima koje roditelj veže uz sebe kao roditelja djeteta s teškoćama (Eaton i sur., 2019).

S obzirom da se stigma kod članova obitelji očituje na drugačiji način nego kod samih nositelja stigme, istraživači su uočili potrebu za razvojem novih mjernih instrumenata namijenjenih isključivo ispitivanju stigme članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca. Instrumenti koji su konstruirani specifično za ispitivanje samostigme roditelja ili drugih članova obitelji su, primjerice, Skala pridružene stigme (eng. *Affiliate Stigma Scale*, ASS; Mak i Cheung, 2008), Instrument obiteljske stigme (eng. *Family Stigma Instrument*, FAMSI; Mitter i sur., 2018) i Skala roditeljske samostigme (eng. *Parent Self-stigma Scale*, PSSS; Eaton i sur., 2019). U dosadašnjim istraživanjima najčešće je rabljena Skala pridružene stigme (vidi npr. Mak i Cheung, 2008; Mak i Kwok, 2010; Saffari i sur., 2019; Ting i sur., 2018; Werner i Shulman, 2015; Wong i sur., 2016). Razvijena je na temelju podataka prikupljenih kroz fokusne grupe s roditeljima i skrbnicima osoba s teškoćama te literature o stigmatizaciji zbog povezanosti. Uz manje prilagodbe primjenjiva je za ispitivanje internalizirane stigme različitih skupina roditelja djece s teškoćama. Skala ima visoku pouzdanost unutarnje konzistencije ($\alpha > .90$), no relativno je dugačka (22 čestice). U skladu sa sociokognitivnim modelom stigme,

trebala bi mjeriti kognitivnu, afektivnu i ponašajnu komponentu pridružene stigme, međutim, faktorska struktura skale nije sasvim jasna.

Jedan relativno nov instrument je Instrument obiteljske stigme (FAMSI; Mitter i sur., 2018). Instrument je konstruiran na temelju postojećih skala, uključujući i Skalu pridružene stigme, na način da su iz postojećih skala prikupljene čestice koje se odnose na percipiranu i pridruženu stigmu. Zahvaća pet dimenzija roditeljske stigme: percipiranu stigmu obitelji, afektivnu dimenziju pridružene stigme, kognitivnu dimenziju pridružene stigme, ponašajnu dimenziju pridružene stigme te pozitivne aspekte roditeljstva. Dakle, prva supskala može se rabiti kao mjera percipirane stigme, dok se tri supskale pridružene stigme, koje se preklapaju sa Skalom pridružene stigme, mogu rabiti kao mjera internalizirane stigme. Supskale su pokazale zadovoljavajuću pouzdanost unutarnje konzistencije ($\alpha = .77$ do $.91$; Mitter i sur., 2018). Konačno, najrecentniji mjerni instrument je Skala roditeljske samostigme (PSSS; Eaton i sur., 2019), koja je konstruirana na temelju kvalitativnih odgovora roditelja psihički oboljele djece. Također, roditelji psihički oboljele djece su kao su-dionici akcijskog istraživanja sudjelovali i u narednim fazama razvoja skale. Skala je relativno kratka (11 čestica) i mjeri tri dimenzije roditeljske samostigme: samo-okrivljavanje, sram i doživljavanje sebe kao lošeg roditelja. Skala ima zadovoljavajuću pouzdanost unutarnje konzistencije (Cronbachov α za pojedine supskale kreće se između $.79$ i $.86$; Eaton i sur., 2019). Međutim, skala je do sada primijenjena jedino u istraživanju Eaton i suradnika (2020) i ne zahvaća ponašajni aspekt internalizirane stigme. Pregled glavnih značajki spomenutih mjernih instrumenata za ispitivanje roditeljske / obiteljske stigme sažeto je prikazan u Tablici 1.

Tablica 1. Pregled glavnih značajki mjernih instrumenata za ispitivanje roditeljske / obiteljske stigme

NAZIV (AUTORI)	OPIS	PREDNOSTI I NEDOSTACI
Skala devaluacije članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca (eng. <i>Devaluation of Consumer Families Scale</i> , DCFS; Struening i sur., 2001)	- mjeri percipiranu stigmju prema članovima obitelji psihički oboljelih osoba - ukupno 7 čestica (3 se boduju obrnuto) - skala od 1 (<i>u potpunosti se ne slažem</i>) do 4 (<i>u potpunosti se slažem</i>) - 3 međusobno pozitivno povezana faktora: odbacivanje zajednice (4 čestice), kauzalne atribucije (2 čestice) i loši roditelji (1 čestica) - obično se rabi kao jednofaktorska, $\alpha = .71$ do $.77$ - ukupni rezultat računa se kao prosjek odgovora na svim česticama; viši rezultat znači višu razinu percipirane stigme - primjer čestice: „Većina ljudi gleda s visoka na roditelje koji imaju psihički oboljelo dijete.“	- kratka, jednostavna za primjenu - zadovoljavajuće pouzdanosti unutarnje konzistencije - dobra kriterijska valjanost - može se lako prilagoditi za roditelje djece s bilo kojim razvojnim teškoćama - mjeri izravnu i neizravnu stigmju prema roditeljima - validirana u drugim kulturama (npr. Chang i sur., 2018; Sideli i sur., 2016) - nejasna latentna struktura - ako skala doista mjeri tri dimenzije, dvije supskale imaju premali broj čestica
Skala pridružene stigme (eng. <i>Affiliate Stigma Scale</i> , ASS; Mak i Cheung, 2008)	- mjeri internaliziranu stigmju roditelja / skrbnika psihički oboljelih osoba / osoba s intelektualnim teškoćama - ukupno 22 negativno formulirane čestice - skala od 1 (<i>u potpunosti se ne slažem</i>) do 4 (<i>u potpunosti se slažem</i>) - 3 supskale: kognitivna (7 čestica), afektivna (7 čestica) i ponašajna (8 čestica) komponenta pridružene stigme - rezultati na 3 supskale u visokim pozitivnim korelacijama; skala se često rabi kao jednofaktorska - ukupni rezultat računa se kao prosjek odgovora na svim česticama ili česticama pojedine supskale; viši rezultat znači višu razinu pridružene stigme; $\alpha = .94$ za cijelu skalu - primjer čestice: „Moj ugled je narušen zato što imam psihički oboljelo dijete.“	- primjenjiva za različite populacije skrbnika, lako se može prilagoditi - visoka pouzdanost unutarnje konzistencije - provedena validacijska istraživanja (npr. Chang i sur., 2016; Chang i sur., 2015; Papadopoulos i sur., 2022; Saffari i sur., 2019; Werner i Shulman, 2015) - mjerna invarijantnost s obzirom na spol; primjerena za osobe različitog stupnja obrazovanja - dobra kriterijska valjanost - nejasna latentna struktura - relativno dugačka - polazi od konceptualizacije roditeljske internalizirane stigme koja ne uključuje samookrivljavanje i doživljavanje sebe kao lošeg roditelja
Instrument obiteljske stigme (eng. <i>Family Stigma Instrument</i> , FAMSI;	- mjeri obiteljsku stigmju skrbnika / roditelja osoba s intelektualnim teškoćama - ukupno 26 čestica - skala od 1 (<i>u potpunosti se ne slažem</i>) do 5 (<i>u potpunosti se slažem</i>) - 5 supskala: percipirana stigma obitelji (8 čestica), afektivna	- može se prilagoditi za različite populacije - zadovoljavajuća pouzdanost unutarnje konzistencije - dobra kriterijska valjanost - supskala percipirane stigme obitelji može se rabiti kao mjera percipirane javne stigme, a tri supskale pridružene

Mitter i sur., 2018)	dimenzija pridružene stigme (4 čestice), kognitivna dimenzija pridružene stigme (4 čestice), ponašajna dimenzija pridružene stigme (4 čestice) i pozitivni aspekti roditeljstva (6 čestica) - korelacije između rezultata na supskalama od .17 do .58; pozitivni aspekti roditeljstva u neznatnoj ili negativnoj korelaciji s ostalim supskalama - ukupni rezultat računa se kao zbroj odgovora na česticama pojedine supskale; veći rezultat znači višu razinu stigme - $\alpha = .84$ za cijelu skalu (.77 do .91 za pojedine supskale) - primjer čestice: „Sramim se zato što imam psihički oboljelo dijete.“	stigme kao mjera internalizirane stigme - supskala percipirane stigme obitelji zahvaća samo neizravnu stigmu prema članovima obitelji - upitna konstruktna valjanost kognitivne dimenzije pridružene stigme – sadržajno se čestice odnose na svjesnost pojedinca da je stigmatiziran - supskala pozitivnih aspekata roditeljstva mjeri pozitivna iskustva koja proizlaze iz brige za člana obitelji s intelektualnim teškoćama; nije mjera stigme - relativno dugačka
Skala roditeljske internalizirane stigme (eng. <i>Parents' Internalized Stigma of Mental Illness</i>, PISMI; Zisman-Ilani i sur., 2013)	- mjeri internaliziranu stigmu roditelja psihički oboljele djece; nastala prilagodbom ISMI skale - ukupno 12 čestica; 4 čestice po supskali - 3 supskale: doživljaji diskriminacije, prihvatanje stereotipa te socijalno povlačenje i alijenacija (u velikoj mjeri se podudaraju sa supskalama ISMI skale) - skala od 1 (<i>u potpunosti se ne slažem</i>) do 4 (<i>u potpunosti se slažem</i>) - ukupni rezultat računa se kao zbroj odgovora na pojedinim supskalama; veći rezultat znači višu razinu stigme - Cronbachov α za pojedine supskale kreće se između .61 i .78 - primjer čestice: „Osjećam se manje vrijedno u odnosu na druge koji nemaju psihički oboljelo dijete.“	- može se prilagoditi za različite populacije - kratka - niža pouzdanost unutarnje konzistencije - iako se navodi kao mjera internalizirane stigme, supskala doživljaja diskriminacije zahvaća doživljenu javnu stigmu (neizravnu stigmu prema roditeljima) - upitna valjanost supskale prihvatanja stereotipa (fokus nije na roditelju i stereotipima koje roditelj veže uz sebe kao roditelja djeteta s teškoćama; čestice se odnose i na roditelje psihički oboljele djece općenito te psihički oboljele osobe)
Skala roditeljske samostigme (eng. <i>Parents' Self-stigma Scale</i>, PSSS; Eaton i sur., 2019)	- mjeri internaliziranu stigmu roditelja - ukupno 11 čestica - sudionici procjenjuju koliko često imaju pojedine misli na skali od 1 (<i>nikad</i>) do 5 (<i>gotovo uvijek</i>) - 3 supskale: samookrivljavanje (5 čestica), sram (3 čestice) i doživljavanje sebe kao lošeg roditelja (3 čestice) - rezultat na supskalama računa se kao prosjek odgovora na odgovarajućim česticama; viši rezultat znači višu internaliziranu stigmu - tri dimenzije su umjereno pozitivno povezane - $\alpha = .83$ za cijelu skalu (između .79 i .86 za supskale) - primjer čestice: „Moje dijete ima teškoće zbog mene.“	- može se rabiti za ispitivanje internalizirane stigme roditelja djece s različitim teškoćama - kratka - dobra pouzdanost unutarnje konzistencije - ne mjeri ponašajnu komponentu internalizirane stigme - nije primjenjivana u drugim istraživanjima, nema validacijskih podataka u drugim kulturama

Iako među postojećim mjernim instrumentima za ispitivanje roditeljske stigme postoje određena preklapanja, postoji i nekoliko razlika koje proizlaze iz različitih polaznih definicija roditeljske stigme. Većina skala zahvaća sram kao glavnu komponentu internalizirane roditeljske stigme, no Eaton i suradnici (2016; 2019) ukazuju da se uz sram roditeljska stigma očituje i kroz samookrivljavanje te doživljavanje sebe kao lošeg roditelja. Također, postoje neslaganja oko ponašajnog aspekta internalizirane stigme. Primjerice, Skala pridružene stigme (Mak i Cheung, 2008) te Instrument obiteljske stigme (Mitter i sur., 2018) mjere kognitivni, afektivni i ponašajni aspekt internalizirane stigme, što je u skladu sa sociokognitivnom definicijom stigme. S druge strane, Eaton i suradnici (2019) ne uključuju ponašajni aspekt u svoju Skalu roditeljske samostigme jer smatraju da socijalno povlačenje može biti i samodiskriminirajuća reakcija na javnu stigmatu, ali i obrambeni mehanizam koji će dovesti do manje internalizacije stigme. Što se tiče mjera percipirane stigme, jedino Skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca (Struening i sur., 2001) uz neizravni oblik stigme prema roditeljima zahvaća i izravnu stigmatu. Većina dostupnih mjernih instrumenata ima zadovoljavajuće psihometrijske karakteristike, no u obzir treba uzeti neke njihove nedostatke. Jedan od nedostataka svakako je nejasna latentna struktura pojedinih mjera. Također, analizirajući sadržaj pojedinih skala, moguće je uočiti da se neke čestice zapravo ne odnose na stereotipe prema roditeljima nego članovima obitelji koji su nositelji stigme (vidi npr. PISMI), zbog čega je upitna njihova konstruktna valjanost.

Ovo istraživanje polazi od sociokognitivne definicije stigme prema kojoj stigma uključuje negativna kognitivna uvjerenja i emocije te diskriminaciju prema drugima ili samome sebi. Stoga smo kao mjeru internalizirane roditeljske stigme odlučili odabrati mjerni instrument koji zahvaća kognitivni, afektivni i ponašajni aspekt samostigme. Što se tiče percipirane stigme, na temelju pregleda literature zaključeno je da bi mjera percipirane stigme prema roditeljima trebala zahvaćati i izravni i neizravni oblik javne stigme prema roditeljima. Od mjernih instrumenata koji zadovoljavaju ove uvjete najprikladnijima su se činile Skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca kao mjera percipirane stigme te Skala pridružene stigme kao mjera internalizirane stigme. Također, s obzirom da su u dosadašnjim istraživanjima stigme roditelja djece s teškoćama najčešće primjenjivane upravo ove skale, za njih je dostupno najviše podataka o njihovim psihometrijskim karakteristikama. Glavne značajke te pretpostavljena latentna struktura odabranih skala bit će detaljnije objašnjene u nastavku.

Skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca (Struening i sur., 2001). Originalno je razvijena za ispitivanje percipirane stigme prema članovima obitelji psihički oboljelih osoba te se sastoji od sedam čestica na Likertovoj skali od četiri stupnja. Čestice se sadržajno odnose na socijalno odbacivanje i omalovažavanje roditelja zbog povezanosti sa stigmatiziranim djetetom te njihovo okrivljavanje za djetetovo stigmatizirajuće stanje i etiketiranje kao loših roditelja. Međutim, autori na temelju provedene faktorske analize predlažu tri odvojena, ali međusobno pozitivno povezana faktora: odbacivanje zajednice (4 čestice), kauzalne atribucije (2 čestice) i loši roditelji (1 čestica). Pritom se faktor nazvan kauzalne atribucije zapravo odnosi na okrivljavanje roditelja za djetetove teškoće. S obzirom na premali broj čestica po pojedinom faktoru, u istraživanjima se skala obično rabi kao jednofaktorska. U nekim istraživanjima (npr. Chan i Lam, 2017; Mak i Kwok, 2010) na originalnu skalu dodane su još dvije čestice koje se sadržajno odnose na odbacivanje zajednice. Cronbachov α koeficijent pouzdanosti za originalnu skalu kreće se između .71 i .77 (Struening i sur., 2001), a za skalu s devet čestica oko .85 (Chang i sur., 2018; Mak i Kwok, 2010). Za talijansku inačicu skale Sideli i suradnici (2016) dobili su pouzdanost $\alpha = .81$.

Prednost je ove skale što se lako može prilagoditi za druge populacije, jednostavna je za primjenu i zadovoljavajuće pouzdanosti unutarnje konzistencije. Međutim, njezina faktorska struktura nije potpuno jasna. Chang i suradnici (2018) proveli su validaciju tajvanske inačice skale pri čemu su testirali tri modela: jednofaktorski, trofaktorski koji su predložili Struening i suradnici (2001) te jednofaktorski uz kontrolu učinaka formulacije čestica. Naime, faktorima kauzalne atribucije i loši roditelji trebale bi biti zasićene tri čestice koje se boduju obrnuto. Stoga, kako bi provjerili je li formulacija pojedinih čestica dovela do pristranosti u rezultatima faktorske analize, Chang i suradnici (2018) testirali su jednofaktorski model s koreliranim rezidualima na tri čestice koje se boduju obrnuto. Njihovi rezultati pokazali su da trofaktorski model bolje pristaje podacima nego jednofaktorski model bez kontrole učinaka formulacije čestica. Međutim, jednofaktorski model s koreliranim rezidualima pokazao je jednako dobro pristajanje kao trofaktorski. S obzirom na premali broj čestica po pojedinom faktoru, autori konačni zaključak donose u korist jednofaktorskog modela i pretpostavke da se ipak radi o jednodimenzionalnom konstrukt. Međutim, napominju da su tri obrnuto bodovane čestice imale niža zasićenja zajedničkim faktorom ($\lambda = .32$ do $.46$) te niske rezidualne korelacije ($r = .13$ i $.31$), zbog čega zaključke treba uzeti s oprezom.

Skala pridružene stigme (Mak i Cheung, 2008). Originalno je namijenjena skrbnicima psihički oboljelih osoba ili osoba s intelektualnim teškoćama, ali uz manje

prilagodbe primjenjiva je za ispitivanje internalizirane stigme roditelja i skrbnika djece s različitim teškoćama. Sastoji se od ukupno 22 negativne čestice na Likertovoj skali od četiri stupnja. U skladu sa sociokognitivnim modelom stigme skala bi trebala mjeriti kognitivnu, afektivnu i ponašajnu komponentu pridružene stigme, međutim, faktorska struktura nije sasvim jasna. Prilikom konstrukcije skale provedene su dvije faktorske analize, na uzorku skrbnika psihički oboljelih osoba te uzorku skrbnika osoba s intelektualnim teškoćama. Iako su karakteristični korijeni ukazivali na tri, odnosno na četiri faktora, na temelju *scree plot* grafičkog prikaza i korelacija čestica s ukupnim rezultatom (*item-total* korelacija) koje su se kretale od .40 do .80 odlučeno je da se ekstrahira jedan faktor (Mak i Cheung, 2008). Faktorska zasićenja kretala su se od $\lambda = .40$ (odnosno .50 na drugom uzorku) do $\lambda = .80$. Također, pokazalo se da su tri komponente pridružene stigme u dosta visokim međusobnim korelacijama koje se kreću od $r = .71$ do .78 (Mak i Cheung, 2012). Autorice navode da je jednofaktorska struktura skale u skladu s nekim ranijim konceptualizacijama stigme (primjerice, Link i Phelan, 2001; Pachankis, 2007) prema kojima su komponente stigme (uvjerenja, osjećaji i ponašanje) međusobno usko isprepletene i združene u ukupni doživljaj stigme. S obzirom na navedeno, skala se u istraživanjima obično rabi kao jednofaktorska, no navodi se da je moguće analizirati i rezultate na pojedinačnim dimenzijama internalizirane stigme. Pouzdanost unutarnje konzistencije (Cronbachov α) cijele skale iznosi $\alpha = .94$ (Mak i Cheung, 2008), a supskala $\alpha = .82$ do .86 (Chang i sur., 2016). Test-retest pouzdanost skale kreće se između .72 i .89 (Saffari i sur., 2019). Skala se pokazala primjerenom za osobe različitog stupnja obrazovanja te nepristranom s obzirom na spol osobe (Saffari i sur., 2019).

Iako se skala najčešće rabi kao jednofaktorska, neki autori ukazuju na njezinu višedimenzionalnost. Primjerice, Chang i suradnici (2015) na temelju su provedene analize glavnih komponenti te Raschove analize (Rasch, 1960) zaključili da skala nije jednodimenzionalna, nego da zahvaća tri odvojene jednodimenzionalne komponente koje se mogu mjeriti zasebno. Rezultati također potvrđuju da su ove dimenzije visoko međusobno povezane (dobivene korelacije kretale su se između $r = .70$ i .82). Slične rezultate dobili su Chang i suradnici (2016), koji su uz analizu glavnih komponenti i Raschovu analizu proveli i konfirmatornu faktorsku analizu. Na temelju analize glavnih komponenti provedene na cijeloj skali autori zaključuju da skala nije jednodimenzionalna, ali konfirmatorna faktorska analiza i Raschova analiza provedene su za svaku pretpostavljenu supskalu zasebno kako bi se ispitala njihova jednodimenzionalnost i konstruktna valjanost. Na temelju svih rezultata autori zaključuju da skala mjeri tri jednodimenzionalne komponente pridružene stigme. Trofaktorska struktura pronađena je i za perzijsku inačicu skale (Saffari i sur., 2019).

Validaciju hebrejske inačice skale na uzorku skrbnika osoba s razvojnim teškoćama proveli su Werner i Shulman (2015). Ovi su autori neke čestice preformulirali u pozitivne te izbacili tri čestice s preniskim faktorskim zasićenjima. Rezultati faktorske analize na preostalih 19 čestica ukazivali su na jedan faktor (korelacije čestica s ukupnim rezultatom na skali kretale su se u rasponu od .43 do .76). Pouzdanost unutarnje konzistencije iznosila je $\alpha = .93$. Međutim, recentno istraživanje u Meksiku koje su proveli Pugh i suradnici (2021) ukazalo je na loše pristajanje predloženog trofaktorskog, ali i jednofaktorskog modela. Ovi su autori na uzorku skrbnika osoba s Parkinsonovom bolešću provjerili španjolsku inačicu skale te na temelju rezultata provedenih konfirmatornih i eksploratornih faktorskih analiza predložili skraćenu inačicu koja se sastoji od pet čestica. Jednofaktorski model pokazao je relativno dobro pristajanje podacima (izuzev pokazatelja RMSEA koji je ukazivao na lošije pristajanje modela). Korelacija između ukupnog rezultata na originalnoj i skraćenoj inačici skale iznosila je $r = .89$, a korelacije rezultata na dvije inačice Skale pridružene stigme s rezultatima na kriterijskim varijablama bile su podjednake. Međutim, treba napomenuti da se od pet izabranih čestica dvije odnose na afektivnu komponentu, tri na ponašajnu, a kognitivna komponenta uopće nije zastupljena.

Osim nejasne faktorske strukture, jedna od kritika skale odnosi se na neuključivanje samookrivljavanja i doživljavanja sebe kao lošeg roditelja u sadržaj skale. Originalna skala ne sadrži čestice koje se odnose na ove aspekte jer autorice osobnu odgovornost roditelja i samookrivljavanje definiraju kao zasebni konstrukt. Međutim, kvalitativni odgovori roditelja iz drugih istraživanja (npr. Eaton i sur., 2016) ukazuju da su samookrivljavanje i doživljavanje sebe kao lošeg roditelja zapravo aspekti roditeljske stigme te bi ih trebalo promatrati u okviru ovog konstrukta. Neke ranije konceptualizacije stigme (npr. Corrigan, Watson i Barr, 2006; Moore i sur., 2016) također uključuju okrivljavanje kao dio sadržaja stigme prema pojedinim stigmatiziranim skupinama.

Metodološki pristupi u ispitivanju atribucija

Razlikujemo dva osnovna pristupa u ispitivanju atribucija: pristup usmjeren na uzroke kojima pojedinci objašnjavaju različite ishode te pristup usmjeren na kauzalne dimenzije koje su u podlozi svih uzroka i na kojima se uzroci mogu pozicionirati (vidi npr. Benson, 1989; Russell, 1991). Prvi se pristup odnosi na procjenu specifičnih kauzalnih objašnjenja za određene događaje, ishode ili ponašanja. Cilj je istraživanja koja polaze od ovog pristupa utvrditi koje točno uzroke pojedinci pripisuju nekom fenomenu ili ishodu, koji čimbenici su

povezani s donošenjem pojedinih atribucija te s kojim su reakcijama na različite životne ishode povezane pojedine atribucije. Pritom je dostupno nekoliko metoda za ispitivanje atribucija: (1) metoda otvorenih odgovora – od sudionika se traži da navedu sve čimbenike koje smatraju uzrocima neke pojave; (2) zavisne procjene doprinosa ponuđenih uzroka u objašnjavanju nekog ishoda – sudionici procjenjuju u kojem postotku različiti uzroci doprinose nekom ishodu, pri čemu zbroj svih odgovora mora iznositi 100 %; te (3) nezavisne procjene ponuđenih uzroka na skalama procjene od pet, sedam ili devet stupnjeva – zadatak sudionika je zasebno procijeniti važnost svakog pojedinog uzroka u određivanju nekog ishoda.

Elig i Frieze (1979) testirali su navedene metode za procjenu uzroka u domeni uspjeha / neuspjeha te zaključili da su nezavisne procjene važnosti pojedinih uzroka na skalama procjene najpouzdanija i najvaljanija metoda procjene kauzalnih atribucija. Maruyama (1982) je ponovio njihove analize rabeći tehniku konfirmatorne faktorske analize. Njegovi su rezultati pokazali da strukturirane metode daju međusobno slične kategorije uzroka, ali veoma različite u odnosu na nestrukturiranu metodu otvorenih odgovora, zbog čega rezultati istraživanja u kojima su rabljene nestrukturirane metode nisu usporedivi s rezultatima istraživanja u kojima su rabljene strukturirane metode. Ipak, metoda otvorenih odgovora ima i određenih prednosti. Osim što je sudionicima vrlo jednostavna za odgovaranje, s obzirom da su sudionici ti koji navode čimbenike koje percipiraju kao uzroke ispitivanog fenomena, ovako prikupljeni odgovori mogu nam pružiti točniju sliku sudionikovih kauzalnih objašnjenja. Također, otvoreni odgovori mogu biti prikladnija metoda u eksploratornim istraživanjima za ispitivanje atribucija u domenama koje su nedovoljno istražene. Ovako prikupljeni odgovori mogu poslužiti kao temelj za izradu strukturiranih mjera za buduća istraživanja.

Glavni je nedostatak pristupa usmjerenog na uzroke taj što pojedinci različite ishode mogu objašnjavati vrlo velikim brojem različitih uzroka, što otežava mjerenje i usporedbu rezultata između istraživanja. Stoga je ključni korak u razvoju atribucijske teorije motivacije (Weiner, 1985) bio razvoj klasifikacije atribucija na kauzalnim dimenzijama. Ovime se fokus istraživanja atribucija prebacuje s identifikacije konkretnih uzroka nekog ishoda na način na koji pojedinci te uzroke percipiraju, odnosno smještaju na kauzalnim dimenzijama. Pritom sudionici mogu procjenjivati uzroke koje sami donose, ali i one koji su im ponuđeni. Istraživanja koja polaze od ovog pristupa najčešće su se bavila ispitivanjem posljedica atribuiranja. Naime, upravo ove dimenzije, a ne sami uzroci, pokazale su se povezanim s različitim psihičkim posljedicama (Weiner, 1985). I unutar ovog pristupa možemo razlikovati

nekoliko metoda za ispitivanje kauzalnih dimenzija (Benson, 1989): (1) kodiranje otvorenih odgovora – od sudionika se traži da navedu uzroke nekog ishoda, a istraživači ih pozicioniraju na dimenzijama; (2) metoda izvedenih rezultata – istraživač unaprijed odredi set bitnih uzroka te se od sudionika traži da na brojčanoj skali (npr. od 1 do 5) odredi koliko je svaki uzrok doprinio nekom ishodu, nakon čega se na temelju sudionikovih procjena i unaprijed definiranih formula izračuna koliko je uzrok unutarnji, stabilan i podložan kontroli; (3) metoda izravne samoprocjene – od sudionika se traži da navedu uzrok nekog ishoda te ga sami procijene na kauzalnim dimenzijama. Treća metoda pokazala se pouzdanijom i valjanijom u odnosu na prve dvije (Benson, 1989).

Glavni nedostatak kodiranja otvorenih odgovora je u tome da procjenjivanje atribucija počiva na pretpostavci da procjenjivači koji kodiraju odgovore mogu točno prepoznati atribucije iz sudionikovih odgovora te točno interpretirati njihovo značenje. Međutim, odgovori sudionika često mogu biti dvosmisleni (Ross, 1977), a i kada su relativno jasni, istraživači uzroke mogu percipirati drugačije nego sami sudionici. Na ovo ukazuje Weinerovo (1979) istraživanje koje je pokazalo da se pozicioniranje atribucija na kauzalnim dimenzijama može razlikovati među ljudima (npr. jedan student sposobnost rješavanja matematičkih zadataka može percipirati kao stabilan uzrok, a drugi kao nestabilan ako vjeruje da se na nju može utjecati vježbom), ali i ovisno o situaciji (npr. sposobnost u sportskom kontekstu može biti percipirana kao manje stabilan uzrok nego sposobnost u akademskom kontekstu). Nepodudaranje interpretacije istraživača sa značenjem sudionikovih atribucija Russell (1982) naziva osnovnom atribucijskom pogreškom istraživača.

Kako bi se riješio ovaj nedostatak, razvijeni su instrumenti za samoprocjenu uzroka na kauzalnim dimenzijama. Najpoznatiji je mjerni instrument pomoću kojega možemo dobiti informacije o tome kako sami sudionici percipiraju pojedine uzroke Skala kauzalnih dimenzija (eng. *Causal Dimension Scale*, CDS; Russell, 1982). S obzirom da su sudionici, odnosno sami donositelji atribucija, ti koji atribucije moraju procijeniti na kauzalnim dimenzijama, odgovori na ovoj skali odražavaju značenje koje atribucije imaju za sudionike, a ne kako ih istraživači doživljavaju. Naše istraživanje također polazi od pristupa usmjerenog na kauzalne dimenzije te smo stoga za ispitivanje roditeljskih atribucija djetetovog poremećaja odlučili odabrati ovu skalu, odnosno njezinu revidiranu inačicu. Glavne značajke Revidirane skale kauzalnih dimenzija (eng. *The Revised Causal Dimension Scale*, CDS-II; McAuley i sur., 1992) bit će detaljnije opisane u nastavku.

Revidirana skala kauzalnih dimenzija, CDS-II (McAuley i sur., 1992). Skala omogućuje procjenjivanje uzroka na Weinerovim (1985) kauzalnim dimenzijama: lokusu, stabilnosti i mogućnosti kontrole uzroka. Prva inačica skale sastojala se od devet čestica raspoređenih na tri supskale, po tri čestice za svaku kauzalnu dimenziju (Russell, 1982). Međutim, zbog upitne konstruktne valjanosti supskale kontrole koja se sastojala od čestica koje se odnose na kontrolu, odgovornost i namjeru, za koje se smatra da su povezani, ali ipak različiti konstrukti, skala je revidirana. Osim izmjena u česticama na supskali kontrole, Revidirana skala kauzalnih dimenzija, CDS-II razdvaja dimenziju kontrole na osobnu i vanjsku kontrolu. Dakle, skala CDS-II sastoji se od četiri supskale i ukupno 12 čestica (McAuley i sur., 1992) koje su oblikovane kao brojčani kontinuum od devet stupnjeva sa svake strane omeđen suprotnim opisima uzroka.

Iako su ove dimenzije konceptualno različite, empirijski podaci ukazuju da ipak nisu ortogonalne (Weiner, 2014) te da korelacije između nekih dimenzija mogu biti i prilično visoke. U validacijskom ispitivanju skale McAuley i suradnici (1992) pronašli su relativno visoku pozitivnu povezanost između lokusa i osobne kontrole ($r = .71$) te negativnu povezanost između lokusa i vanjske kontrole ($r = -.65$). Stabilnost je bila negativno povezana s osobnom kontrolom ($r = -.33$) te u niskoj pozitivnoj korelaciji s vanjskom kontrolom ($r = .16$). Dvije dimenzije kontrole bile su u umjerenoj negativnoj korelaciji ($r = -.56$), a jedina neznčajna korelacija bila je ona između lokusa i stabilnosti. Međutim, unatoč tome, provjera faktorske strukture skale ukazuje da se radi o četiri odvojene dimenzije. Autori su uz predloženi model s četiri faktora testirali i dvofaktorski model u kojem su lokus te vanjska i osobna kontrola kombinirani u jedan faktor, trofaktorski model u kojem su lokus i vanjska kontrola kombinirani u jedan faktor te trofaktorski model u kojem su lokus i osobna kontrola kombinirani u jedan faktor. Rezultati su pokazali da model s četiri faktora ima najbolje pristajanje na temelju čega autori zaključuju da se radi o četiri odvojene iako snažno povezane dimenzije. Za dvije supskale kontrole dobivene su zadovoljavajuće pouzdanosti (prosječni koeficijent unutarnje konzistencije za supskalu osobne kontrole iznosi $\alpha = .79$, a za vanjsku kontrolu $\alpha = .82$), dok su za supskale lokusa i stabilnosti dobivene nešto niže vrijednosti ($\alpha = .67$ za obje supskale; McAuley i sur., 1992).

Validaciju hrvatskog prijevoda skale proveli su Prosoli i suradnici (2021), koji su ispitivali atribucije uspjeha i neuspjeha kod sportaša. Rezultati provedenih konfirmatornih faktorskih analiza potvrdili su model s četiri međusobno povezana latentna faktora i sve čestice imale su značajna i zadovoljavajuća faktorska zasićenja svojim ciljnim faktorom. Korelacije između faktora kretale su se od $r = -.25$ (između stabilnosti i vanjske kontrole) do r

= .69 (između lokusa i osobne kontrole) za atribucije uspjeha te od $r = -.15$ (između osobne i vanjske kontrole) do $r = .41$ (između lokusa i osobne kontrole) za atribucije neuspjeha. Ovi autori nisu pronašli značajnu povezanost između procjena stabilnosti i osobne kontrole za atribucije neuspjeha, no, suprotno rezultatima McAuleya i suradnika (1992), korelacije između lokusa i stabilnosti bile su značajne ($r = .59$ za uspjeh i $r = .23$ za neuspjeh). Pouzdanost unutarnje konzistencije kretala se od $\alpha = .70$ (za stabilnost) do $\alpha = .88$ (za osobnu i vanjsku kontrolu). Također, rezultati ovog istraživanja ukazuju na mjernu invarijantnost skale za dva ishoda (uspjeh i neuspjeh u sportu).

Skala CDS-II može se primjenjivati na nekoliko načina. Primjerice, od sudionika se može tražiti da sami navedu glavni uzrok nekog fenomena ili ishoda te ga potom procijene na dimenzijama lokusa, stabilnosti i kontrole (npr. Graham i sur., 1997) ili im se mogu ponuditi uzroci za koje moraju procijeniti u kojoj mjeri doprinose nekom ishodu te ih potom procijeniti na kauzalnim dimenzijama (npr. Zucker i Weiner, 1993). Također, skala se često rabi u kombinaciji s vinjetama kroz koje se manipulira uzrocima nekog događaja ili ishoda, a od sudionika se traži da ih procijene na skali kako bi se dobio uvid u njihovu percepciju uzroka (npr. Pfeffer i sur., 2012). Ono što je ključno jest da svaki od navedenih načina omogućuje dobivanje informacija o tome kako sudionici percipiraju uzroke nekog fenomena ili ishoda, umjesto oslanjanja na istraživačevu prosudbu.

Dosadašnja istraživanja uglavnom su se bavila samostigmom psihički oboljelih osoba i njihovih obitelji, dok je stigma osoba s govorno-jezičnim teškoćama i članova njihovih obitelji manje istraživana (izuzeci: Boyle, 2013; Boyle, 2015; Boyle, 2016; Macharey i von Suchodoletz, 2008). Fokus je ovog istraživanja na roditeljima djece koja imaju razvojni jezični poremećaj, poremećaj za koji je karakteristična slabija vidljivost simptoma, ali koji može imati brojne negativne psihičke i socijalne posljedice, kako na pojedinca, tako i na širu obitelj. Prema našim saznanjima, odnos atribucija i stigme kod roditelja djece s razvojnim jezičnim poremećajem do sada nije istraživana.

Razvojni jezični poremećaj

U 11. izdanju priručnika Međunarodna klasifikacija bolesti i srodnih zdravstvenih problema (MKB-11; World Health Organization, 2019/2020) razvojni jezični poremećaj definiran je kao trajna teškoća u usvajanju, razumijevanju, produkciji ili uporabi govornog ili znakovnog jezika. Pojavljuje se tijekom razvojnog perioda, obično tijekom ranog djetinjstva, i uzrokuje značajna ograničenja u pojedinačnoj sposobnosti komunikacije. Za razvojni jezični poremećaj karakteristično je da su jezične sposobnosti djeteta značajno lošije od onih koje se očekuju s obzirom na njegovu dob. Pritom se jezični poremećaj ne može objasniti drugim neurorazvojnim teškoćama, intelektualnim ili senzornim deficitima, ozljedom mozga, infekcijama ili drugim medicinskim čimbenicima za koje je poznato da dovode do jezičnih teškoća (Bishop, 2006; Leonard, 2014; Reilly i sur., 2014).

Radi se o jednoj od najčešćih razvojnih teškoća u djetinjstvu. Prevalencija se blago razlikuje u pojedinim zemljama, ali na temelju rezultata epidemioloških istraživanja procjenjuje se da ga ima oko 7 % djece predškolske dobi (Tomblin i sur., 1997). Recentnije istraživanje koje su proveli Norbury i suradnici (2016) pokazalo je slične podatke. Smatra se da se češće javlja kod dječaka nego kod djevojčica (Conti-Ramsden i Botting, 1999; Tomblin i sur., 1997), iako neki podaci ukazuju da je razlika zanemariva (vidi npr. Calder i sur., 2022; Norbury i sur., 2016). Uzrok razvojnog jezičnog poremećaja još uvijek nije sasvim poznat, ali obiteljske studije i studije blizanaca (npr. Bishop i sur., 1995; Gopnik i Crago, 1991; Lewis i Thompson, 1991; Tallal i sur., 2001; Tallal i sur., 1991) ukazuju da bi genetski čimbenici mogli imati barem djelomičnu ulogu. Također, na biološku osnovu poremećaja ukazuju neuropsihološka istraživanja te studije snimanja mozga (npr. Guerreiro i sur., 2000; Hage i sur., 2006; Plante, 1991), kojima su kod osoba s razvojnim jezičnim poremećajem uočene suptilne razlike u određenim područjima mozga (npr. perisilvijalnoj regiji i strijatalnom području bazalnih ganglija). Međutim, treba naglasiti da biološki čimbenici nisu jedini čimbenici povezani s pojavom razvojnog jezičnog poremećaja, već se radi o poremećaju sa složenom osnovom čijem razvoju doprinose različiti genetski i okolinski rizični čimbenici koji djeluju u interakciji (Bishop, 2006).

Kao što je spomenuto, razvojni jezični poremećaj trajna je teškoća kod koje se odstupanja u jezičnim sposobnostima zadržavaju i u odrasloj dobi, a neka istraživanja ukazuju da se razlike u jezičnim sposobnostima između osoba s razvojnim jezičnim poremećajem i osoba urednog jezičnog funkcioniranja s dobi čak i povećavaju (npr. Stothard i sur., 1998). Radi se o vrlo heterogenom poremećaju koji se klinički manifestira na različite načine.

Simptomi razvojnog jezičnog poremećaja uključuju, primjerice, kasnu pojavu prve riječi i rečenice, otežano usvajanje novih riječi, kašnjenje s oblikovanjem dvočlanih i višočlanih iskaza, usporeni razvoj fonološkog sustava, kašnjenje u usvajanju gramatike, pogreške u glagolskoj i imenskoj morfologiji te otežano usvajanje prostornih odnosa (Kologradić Belić i sur., 2015). Također, djeca s razvojnim jezičnim poremećajem često pokazuju teškoće u započinjanju i vođenju razgovora, a njihovu govoru nedostaje koherentnosti i kohezije. Primjerice, sedmogodišnje dijete s razvojnim jezičnim poremećajem može proizvoditi govor koji je na razini trogodišnjaka urednog jezičnog razvoja (Bishop, 2006). Osim teškoća na planu proizvodnje, djeca s razvojnim jezičnim poremećajem mogu imati i teškoće u razumijevanju jezika, osobito u razumijevanju određenih jezičnih kategorija (npr. riječi koje označavaju prostorne, vremenske i rodbinske odnose) te pasivnih ili složenih rečenica (Blaži, 1999).

Poremećaj se često javlja u komorbiditetu s AD/HD-om i specifičnim teškoćama učenja, osobito disleksijom (Young i sur., 2002). Kao i svi poremećaji, može se javiti u različitim stupnjevima izraženosti, od blagih teškoća do vrlo teških deficita. U literaturi je moguće pronaći nekoliko klasifikacija poremećaja, no najraširenija podjela razlikuje dva tipa poremećaja (Tomblin i sur., 1997): (1) receptivni za koji je karakteristično razumijevanje jezika ispod razine primjerene djetetovoj dobi te (2) ekspresivni kojeg karakterizira niska sposobnost proizvodnje jezičnih iskaza s obzirom na djetetovu dob. Prema MKB-11 (World Health Organization, 2019/2020) možemo razlikovati četiri podtipa razvojnog jezičnog poremećaja s obzirom na teškoće koje prevladavaju: razvojni jezični poremećaj s teškoćama receptivnog i ekspresivnog jezika, razvojni jezični poremećaj s teškoćama pretežno ekspresivnog jezika, razvojni jezični poremećaj s teškoćama pretežno u pragmatici i razvojni jezični poremećaj s nekim drugim specificiranim jezičnim teškoćama. Međutim, klasifikacija pojedinaca s dijagnozom u potkategorije nije jednostavna, a s obzirom da tijekom vremena može doći do promjene kliničke slike, pojedinci mogu i prijeći iz jedne kategorije u drugu (Botting i Conti-Ramsden, 2003).

Psihičke i socijalne posljedice razvojnog jezičnog poremećaja

Iako su vanjski simptomi obično slabije vidljivi, zbog čega je poremećaj često neprepoznat, razvojni jezični poremećaj povezan je s različitim negativnim posljedicama za pojedinca. Primjerice, budući da je jezik osnova čitanja i pisanja, djeca s razvojnim jezičnim poremećajem imaju teškoće s usvajanjem ovih vještina. Zbog toga postižu niže akademske

rezultate u odnosu na svoje vršnjake urednog jezičnog razvoja te češće prekidaju školovanje na srednjoškolskoj razini (npr. Young i sur., 2002). Često se zbog ovoga u okolini stvara predodžba da djeca s razvojnim jezičnim poremećajem nisu pametna ili da su manje motivirana. Također, s obzirom da jezik ima veliku ulogu u ostvarivanju socijalnih odnosa, djeca s razvojnim jezičnim poremećajem često nemaju razvijene socijalne vještine, zbog čega imaju poteškoće u stvaranju i zadržavanju socijalnih odnosa (npr. Botting i Conti-Ramsden, 2000; Conti-Ramsden i Botting, 2004). Ove teškoće u uspostavljanju odnosa s vršnjacima dovode do povećanog rizika za razvoj socijalne anksioznosti (Brownlie i sur., 2016) te izloženosti vršnjačkom nasilju (Redmond, 2011).

Brojna istraživanja pokazuju da djeca s jezičnim teškoćama pokazuju probleme u ponašanju, ali i nižu razinu socijalne kompetencije (npr. Hart i sur., 2004; Macharey i von Suchodoletz, 2008; Puglisi i sur., 2016; van Agt i sur., 2011). Uzročno-posljedična veza nije u potpunosti jasna, ali longitudinalna istraživanja ukazuju da veza ide od jezika prema ponašanju (Petersen i sur., 2013). Problemi u ponašanju i socijalne teškoće imaju tendenciju povećanja s dobi (Botting i Conti-Ramsden, 2000; Conti-Ramsden i Botting, 2004). Osim toga, kod osoba s razvojnim jezičnim poremećajem često se javlja sram ili frustracija zbog nemogućnosti izražavanja vlastitih želja, potreba i emocija. Posljedično dolazi do smanjenja kvalitete života djece i pojedinaca s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja (vidi npr. Eadie i sur., 2018).

Posljedice za obitelj

Osim što razvojni jezični poremećaj može imati različite negativne posljedice na razvoj djeteta, nošenje s djetetovim poremećajem predstavlja stres i za članove njihove obitelji. Unatoč tome, nedostaje istraživanja o doživljajima roditelja i drugih članova obitelji djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja. Ipak, neka istraživanja ukazuju da djetetove jezične teškoće mogu imati negativne učinke i na doživljaje roditelja. Primjerice, rezultati istraživanja koje su proveli Rannard i suradnici (2004) ukazuju da se roditelji djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja, koja su upućena u specijalizirane škole, mogu u početku osjećati stigmatizirano, iako se strah od stigme obično smanjuje nakon što djeca počinju pokazivati napredak. Također, kod nekih roditelja se pokazalo da zbog djetetovih neprimjerenih reakcija povezanih s jezičnim teškoćama dolazi do socijalnog povlačenja roditelja, odnosno da roditelji počinju izbjegavati određene socijalne situacije s djetetom (Rannard i sur., 2004). Macharey i von Suchodoletz (2008) ispitivali su percipiranu stigmatu

djece i njihovih roditelja na uzorku roditelja djece s jezičnim i govornim teškoćama. Polovica sudionika izjavila je da je njihovo dijete doživjelo odbijanje i isključivanje zbog svojih teškoća i to u najvećoj mjeri od strane druge djece. Petina roditelja izjavila je da ima problema s razumijevanjem i prihvaćanjem od strane vlastite obitelji, a trećina roditelja je izjavila da se i oni sami osjećaju stigmatizirano. Najčešće reakcije roditelja na stigmatizaciju uključivale su umanjivanje djetetovih teškoća i smanjivanje kontakta s drugim ljudima.

Dosadašnja istraživanja pokazuju da roditelji djetetove jezične teškoće pripisuju većem broju različitih uzroka koji se mogu podijeliti u dvije šire skupine, unutarnje uzroke vezane uz dijete (npr. razvijenost sluha, djetetove osobine ličnosti, kognitivni čimbenici itd.) te vanjske uzroke (npr. redoslijed rođenja, broj braće i sestara, obiteljski odnosi, okolinske prilike itd.; Marshall i sur., 2007). Iako roditelji ne izdvajaju niti jedan čimbenik kao ključni, nego smatraju da su jezične teškoće posljedica interakcije većeg broja čimbenika, istraživanja također ukazuju da roditelji često preispituju vlastito ponašanje kao potencijalni uzrok djetetovih jezičnih teškoća te u nekim slučajevima okrivljavaju sebe, čak i ako nisu sigurni što su pogrešno učinili (Marshall i sur., 2007; Rannard i sur., 2004). Pojava samookrivljavanja kod roditelja potvrđena je i u istraživanjima na drugim skupinama. Primjerice, Moses (2010) na uzorku od 68 roditelja djece s psihičkim teškoćama dolazi do nalaza da 60.3 % roditelja okrivljava sebe za djetetove probleme, pri čemu kao glavne razloge navode loše roditeljstvo, nepravovremeno uočavanje djetetovih problema, prijenos lošeg genetskog materijala te negativno obiteljsko okruženje. Također, autor pronalazi da višu razinu samookrivljavanja doživljavaju biološki roditelji, roditelji s osobnom poviješću psihičkih bolesti, oni koji percipiraju manje socijalne podrške od obitelji te oni koji u većoj mjeri percipiraju javnu stigmatu. Razina samookrivljavanja roditelja može biti povezana i s ozbiljnošću djetetovih simptoma (npr. Tennen i sur., 1986). Međutim, istraživanje Marshalla i suradnika (2007) također je pokazalo da, osim kod samih roditelja, tendencija okrivljavanja roditelja za djetetove jezične teškoće postoji i kod logopeda, na temelju čega možemo zaključiti da su roditelji u određenoj mjeri izloženi i okrivljavanju okoline.

CILJ, PROBLEMI I HIPOTEZE ISTRAŽIVANJA

Cilj ovog istraživanja bio je provjeriti atribucijski model samostigmatizacije kod roditelja djece s razvojnim jezičnim poremećajem. Na temelju navedenog cilja, postavljeni su sljedeći istraživački problemi i hipoteze.

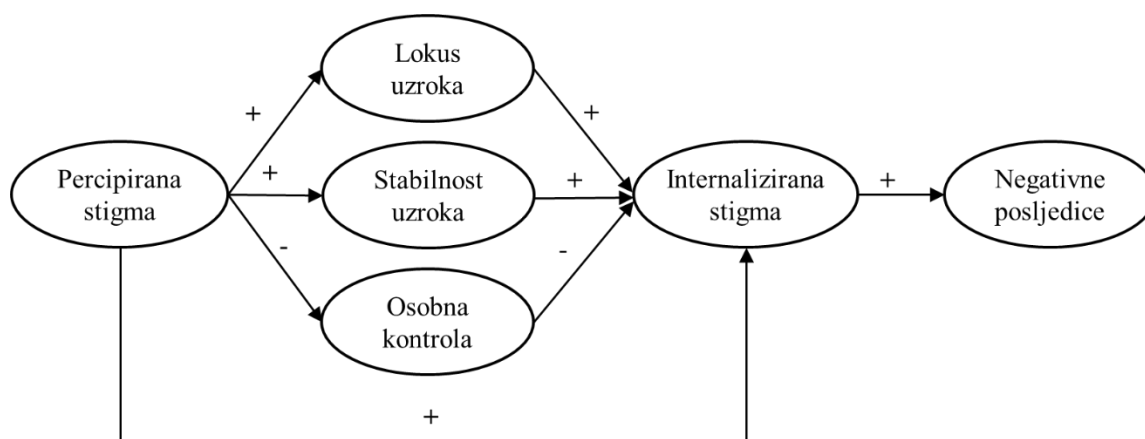
- 1) Ispitati posreduju li atribucije uzroka djetetova poremećaja, tj. pojedine kauzalne dimenzije u podlozi pripisanih uzroka, odnos između percipirane stigme i internalizirane roditeljske stigme.

Razina percipirane stigme imat će značajan pozitivan longitudinalni učinak na razinu internalizirane stigme. Roditelji koji percipiraju više stigme u javnosti iskazivat će višu razinu internalizirane stigme tijekom vremena. Ovaj odnos između percipirane i internalizirane stigme bit će djelomično posredovan procjenama uzroka djetetova poremećaja na kauzalnim dimenzijama lokusa, stabilnosti i osobne kontrole. Pritom će razina percipirane stigme imati značajan pozitivan longitudinalni učinak na atribuiranje unutarnjeg lokusa i stabilnosti uzroka djetetova poremećaja (roditelji koji percipiraju višu razinu stigme u javnosti tijekom vremena u većoj će mjeri uzrok djetetova poremećaja procjenjivati unutarnjim, tj. vezanim uz sebe, i stabilnim), a atribuiranje unutarnjeg lokusa i stabilnosti imat će značajan pozitivan longitudinalni učinak na razinu internalizirane stigme (roditelji koji uzrok djetetova poremećaja u većoj mjeri procjenjuju unutarnjim, tj. vezanim uz sebe, i stabilnim pokazivat će višu razinu internalizirane stigme tijekom vremena). Prema hipotezi da je atribuiranje poremećaja uzroku koji je podložan osobnoj kontroli povezano s percepcijom veće mogućnosti djelovanja na negativnu situaciju, očekujemo da će razina percipirane stigme biti longitudinalno negativno povezana s procjenom razine osobne kontrole nad uzrokom poremećaja (viša razina percipirane stigme dovest će do percepcije niže osobne kontrole) te da će procjena razine osobne kontrole nad uzrokom poremećaja biti longitudinalno negativno povezana s razinom internalizirane stigme (percepcija niže osobne kontrole dovest će do više razine internalizirane stigme).

- 2) Ispitati učinke roditeljske stigme i atribucija na psihičko funkcioniranje roditelja djece s razvojnim jezičnim poremećajem.

Razina internalizirane stigme imat će značajan longitudinalni učinak na psihičko funkcioniranje roditelja. Konkretnije, viša razina internalizirane stigme bit će povezana s porastom u razini negativnih emocionalnih stanja kod roditelja (roditelji koji pokazuju višu razinu internalizirane stigme tijekom vremena pokazivat će višu razinu depresivnosti,

anksioznosti i stresa). Atribuiranje unutarnjeg lokusa, stabilnosti uzroka i osobne kontrole nad uzrokom djetetovog poremećaja neće imati izravni longitudinalni učinak na razinu negativnih emocionalnih stanja kod roditelja, nego će ovaj odnos u potpunosti biti posredovan razinom internalizirane stigme. Na Slici 2 prikazan je cjelokupni pretpostavljeni model samostigmatizacije.



Slika 2. Pretpostavljeni atribucijski model samostigmatizacije roditelja djece s teškoćama.

METODA

Sudionici

Ciljna populacija ovog istraživanja bili su roditelji djece u dobi do 15 godina, kojoj je dijagnosticiran razvojni jezični poremećaj. Postupak odabira sudionika proveden je metodom namjernog uzorkovanja te u suradnji s logopedima zaposlenima u različitim ustanovama i privatnim kabineta iz različitih dijelova Hrvatske. Svim osobama uključenima u postupak uzorkovanja poslane su detaljne upute s jasno opisanim kriterijima uključivanja, odnosno isključivanja sudionika. Logopedi su na temelju zdravstvene dokumentacije djece koja su kod njih u tretmanu i definiranih kriterija za odabir sudionika izradili okvir uzorkovanja te odabranim roditeljima poslali poziv za sudjelovanje u istraživanju. Manji dio sudionika regrutiran je putem promoviranih oglasa objavljenih na društvenoj mreži *Facebook*. Putem poveznice u oglasu svi su zainteresirani roditelji bili preusmjereni na kratku anketu koja se sastojala od pitanja temeljenih na kriterijima odabira sudionika. Pomoću tih pitanja odmah su isključeni roditelji koji nisu udovoljavali kriterijima, a ostali su pozvani da se prijave za sudjelovanje u istraživanju. Kriteriji odabira sudionika detaljnije će biti objašnjeni u nastavku.

Kriteriji odabira sudionika

- 1) Razvojni jezični poremećaj kao primarna djetetova dijagnoza, bez komorbiditeta s nekim izraženijim poremećajem ili tjelesnim invaliditetom

Primarni je kriterij uključivanja u uzorak bio da sudionici imaju dijete kojemu je dijagnosticiran razvojni jezični poremećaj kao primarna dijagnoza, neovisno o dobi u kojoj je dijagnoza postavljena. Osim razvojnog jezičnog poremećaja dijete je moglo imati i neke dodatne teškoće koje se često javljaju uz razvojni jezični poremećaj ili kao njegove posljedice: poremećaje izgovora glasova, disfoniju, pragmatičke jezične teškoće, specifične teškoće učenja (disleksiju, diskalkuliju, disgrafiju), poremećaj pažnje, epileptogene promjene na EEG (ali bez dijagnoze epilepsije), probleme u ponašanju te internalizirane probleme. Naime, mnoga djeca s razvojnim jezičnim poremećajem imaju pridružene teškoće (Bishop i sur., 2016). Također, u skladu sa zaključcima recentnih studija (vidi npr. Bishop i sur., 2016; Bishop i sur., 2017; Norbury i sur., 2016), u uzorak smo uključili djecu sa sniženim (graničnim) intelektualnim sposobnostima (neverbalni IQ između 70 i 85). Međutim, roditelji intelektualno onesposobljene djece (neverbalni IQ < 70) isključeni su iz uzorka, kao i oni kod čije je djece jezični poremećaj sekundarna dijagnoza povezana s nekim drugim poremećajem (primjerice, oštećenjem sluha, epilepsijom, ozljedom mozga i sl.) ili čija djeca imaju komorbiditet s nekim izraženijim poremećajem ili tjelesnim invaliditetom. Naime, u slučaju komorbiditeta vjerojatno je da će izraženiji poremećaj prikriti simptome razvojnog jezičnog poremećaja te će zbog svoje veće vidljivosti i/ili percepcije veće ozbiljnosti biti glavni razlog stigmatizacije, kako djeteta, tako i roditelja. S druge strane, djeca s tjelesnim invaliditetom obično pobuđuju suosjećanje te bismo zbog toga kod njih i njihovih obitelji mogli očekivati niže razine stigme. Iz uzorka su stoga isključeni oni čija djeca uz razvojni jezični poremećaj imaju poremećaje tečnosti govora, dječju govornu apraksiju, poremećaj pažnje s hiperaktivnosti (AD/HD), poremećaj iz spektra autizma, cerebralnu paralizu, oštećenje sluha (gluhoću ili naglušnost), oštećenje vida (sljepoću ili slabovidnost), Downov sindrom te epilepsiju.

- 2) Dijete nije završilo logopedsku terapiju na preporuku stručnjaka (na temelju postignutog napretka)

S obzirom da je regrutacija sudionika u najvećoj mjeri provedena preko logopeda, djeca sudionika većinom su uključena u logopedsku terapiju. No putem internetskih oglasa i odgojno-obrazovnih ustanova nastojali smo uključiti i one čija djeca još nisu krenula na terapiju ili trenutno nisu u terapiji (primjerice zbog prekida terapije iz financijskih razloga).

Koliko dugo je dijete uključeno u terapiju nije bio uvjet sudjelovanja u istraživanju. No, budući da su ranija istraživanja pokazala da s prolaskom vremena od uključivanja djeteta u tretman kod roditelja može doći do smanjivanja internalizirane stigme (vidi npr. Eaton i sur., 2020), odlučeno je da se preko upitnika prikupe podaci o trajanju tretmana te da se ta varijabla uključi u model kao kovarijata. U uzorak nisu bili uključeni oni roditelji čija su djeca nakon postignutog napretka završila logopedsku terapiju na preporuku stručnjaka budući da kod njih zbog postignutog napretka očekujemo smanjenje doživljaja stigme.

3) Roditeljstvo

Uvjet sudjelovanja u istraživanju bio je da su sudionici roditelji djeteta kojemu je dijagnosticiran razvojni jezični poremećaj, neovisno radi li se o njihovom biološkom ili posvojenom djetetu, odnosno djetetu kojemu su pomajka ili poočim. Fokus istraživanja bio je na roditeljima zbog njihovog bliskog odnosa s djetetom i uloge koju imaju u djetetovu razvoju. Svi drugi članovi djetetove obitelji te privremeni skrbnici ili udomitelji isključeni su iz uzorka jer se kod njih stigma očituje na drugačiji način ili uopće ne mora doći do stigmatizacije.

4) Djetetova dob: 4 do 15 godina

S obzirom da je razvojni jezični poremećaj moguće točnije dijagnosticirati tek u dobi od četiri godine, kada djetetove jezične sposobnosti postaju stabilnije (McKean, Reilly, i sur., 2017; McKean, Wraith, i sur., 2017; Sansavini i sur., 2021), ta je dob odabrana za donju granicu djetetove dobi. Naime, kod mlađe je djece teško razlikovati razvojni jezični poremećaj od kašnjenja u jezičnom razvoju koja mogu biti ispravljena. Za gornju granicu djetetove dobi odabrano je 15 godina, odnosno da dijete pohađa 8. razred osnovne škole. Pretpostavka je da su stigma i samostigmatizacija roditelja jače izražene dok je dijete mlađe jer je u tom periodu izraženija odgovornost roditelja za djetetov razvoj i napredak. Kako dijete postaje starije, tako postaje neovisnije i fokus je stigme u većoj mjeri na samom djetetu, a ne više toliko na roditeljima. Ipak, odnos djetetove dobi i roditeljske stigme nije u potpunosti jasan. Iako neka istraživanja ukazuju da bi stigma mogla biti nešto izraženija kod roditelja mlađe djece (npr. Gray, 1993), druga istraživanja nisu pronašla značajnu povezanost između djetetove dobi i roditeljske stigme (npr. Eaton i sur., 2020; Mak i Cheung, 2008) ili ukazuju na suprotno (npr. Chiu i sur., 2013; Mak i Kwok, 2010). Unatoč nejednoznačnim rezultatima iz literature, fokus je stavljen na roditelje mlađe djece i djece osnovnoškolske dobi jer nakon 14. godine djeca postaju neovisnija, smatraju se osobno odgovornima za vlastite postupke te dolazi i do većih promjena u odnosu s roditeljima, što bi posljedično moglo dovesti do promjena u doživljaju stigme kod roditelja.

Opis uzorka

Poziv za sudjelovanje u istraživanju poslan je na 527 adresa e-pošte koje su prikupljene tijekom regrutacije sudionika. Pet adresa bilo je neispravno te je stoga stopa odaziva izračunata u odnosu na 522 poslana poziva. U prvoj vremenskoj točki (T1) upitniku je pristupilo 421 roditelja (stopa odaziva = 80.65 %). Međutim, 20 sudionika nije odgovorilo niti na jedno pitanje (čak niti pitanja za kreiranje šifre) ili su odgovorili samo na neka početna sociodemografska pitanja, pri čemu nisu bili dostupni svi odgovori na pitanja kojima se provjeravalo udovoljavaju li sudionici kriterijima uključivanja u uzorak. S obzirom da za te sudionike nisu pronađene podudarajuće šifre u narednim točkama, smatrali smo da su odustali od sudjelovanja te smo ih isključili iz uzorka. Iako se tijekom postupka uzorkovanja odmah nastojalo isključiti one koji ne udovoljavaju postavljenim kriterijima odabira sudionika, dodatna provjera učinjena je i preko pitanja u upitniku. Na temelju tih pitanja naknadno je iz uzorka u T1 isključeno 65 sudionika (48 zbog komorbiditeta, 8 zbog završene logopedске terapije na temelju postignutog napretka te 9 zbog djetetove dobi ispod donje granice). Iako je prema kriterijima uključivanja bilo dozvoljeno da osim bioloških roditelja sudjeluju i pomajke / poočimi te posvojitelji, budući da samo dva sudionika nisu bili biološki roditelji djece s razvojnim jezičnim poremećajem, odlučili smo zadržati samo biološke roditelje. Dakle, u T1 podaci su prikupljeni od 334 roditelja koji udovoljavaju kriterijima uključivanja u uzorak (63.37 % u odnosu na broj poslanih poziva), od čega je njih 330 ispunilo barem jedan mjerni instrument, a četvero su odgovorili samo na sociodemografska pitanja.

U drugoj i trećoj točki poziv za sudjelovanje poslan je svim regrutiranim roditeljima, bez obzira jesu li sudjelovali u prethodnim točkama. Roditelji koji su na temelju kriterijskih pitanja isključeni iz ankete imali su priliku ostaviti svoju adresu e-pošte kako im ne bismo slali poziv u narednim točkama. To je učinilo 49 roditelja te su oni u narednim točkama isključeni s liste za slanje poziva. Dakle, poziv smo poslali na 473 adrese e-pošte. U drugoj točki (T2) upitniku je pristupilo 318 roditelja (stopa odaziva = 67.23 %), no šest sudionika je odustalo odmah na početku. Na temelju kriterija isključivanja bilo je potrebno isključiti njih 19 (8 zbog komorbiditeta, 5 zbog završene terapije na temelju postignutog napretka te 6 zbog djetetove dobi ispod donje granice). Također, iz uzorka smo isključili i dva ranije spomenuta sudionika koji nisu biološki roditelji djeteta s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja. Još je devet sudionika isključeno naknadno jer za njih nisu bili dostupni nikakvi demografski podaci, a prema šifri nije bilo moguće utvrditi mogu li se upariti s odgovorima iz T1 ili T3. Budući da nisu odgovorili niti na pitanja povezana s kriterijima isključivanja, nije bilo

moгуće jasno utvrditi pripadaju li ciljnoj populaciji. Dakle, uzorak iz T2 čini 282 roditelja koji udovoljavaju kriterijima uključivanja u uzorak (59 % u odnosu na broj poslanih poziva). Svi su sudionici iz T2 ispunili barem jedan mjerni instrument.

U trećoj točki (T3) upitniku je pristupio 261 roditelj (stopa odaziva = 55.18 %), no njih 15 nije odgovorilo niti na jedno pitanje. Jedan sudionik nije odgovorio na pitanja za provjeru kriterija isključivanja i njegova se šifra nije mogla upariti ni s jednom iz prethodnih točaka te je stoga isključen iz uzorka zbog nemogućnosti utvrđivanja pripadnosti ciljnoj populaciji. Na temelju kriterija isključivanja isključeno je 16 sudionika (9 zbog komorbiditeta te 7 zbog djetetove dobi ispod donje granice). Osim navedenih, isključena su dva sudionika koja nisu biološki roditelji. Dakle, podaci su prikupljeni od 227 roditelja koji udovoljavaju kriterijima uključivanja u uzorak (47.49 % u odnosu na broj poslanih poziva). Dva roditelja su odgovorila samo na sociodemografska pitanja, a ostali su ispunili barem jedan mjerni instrument.

Odgovori sudionika iz tri točke mjerenja upareni su prema šiframa koje su sami morali kreirati prema zadanom ključu. Šifre su se sastojale od prva dva slova osobnog imena roditelja, prva dva slova osobnog imena njihovog najstarijeg djeteta te datuma rođenja (dan i mjesec) njihovog najstarijeg djeteta. Osim kreiranja šifre, sudionici su u T2 i T3 morali naznačiti jesu li sudjelovali u prethodnim točkama. Za nekoliko sudionika koji su naznačili da su sudjelovali u prethodnim točkama nije pronađena odgovarajuća šifra u ranijoj točki, stoga smo njihove šifre usporedili sa šiframa neuparenih sudionika. Ako su uočena veća preklapanja u šiframa, usporedili smo dostupne sociodemografske podatke i u slučaju podudaranja uparili podatke. Odluka o uparivanju temeljila se na podudaranju demografskih podataka i roditelja i djeteta. Iako smo za neke sudionike ustanovili vrlo veliko preklapanje u šiframa i sociodemografskim podacima, zbog odstupanja šifre u elementima koji su označavali prva dva slova roditeljevog imena, posumnjali smo da se ipak ne radi o istom roditelju. Usporedbom njihovih ostalih odgovora kroz tri točke mjerenja također su uočena neka veća odstupanja te smo stoga odlučili isključiti odgovore iz one točke u kojoj je postojalo nepodudaranje šifre. Zbog sumnje da se ne radi o istom roditelju iz uzorka je isključeno pet sudionika iz T1 (konačni $N_{T1} = 329$), sedam iz T2 (konačni $N_{T2} = 275$) te jedan iz T3. Naknadno je isključen još jedan sudionik iz T3 čija se šifra podudarala s onom iz T1 i T2, ali su sociodemografski podaci ukazivali da se radi o drugom roditelju (konačni $N_{T3} = 225$)¹.

¹ Validacijske predanalize kojima su provjerene psihometrijske karakteristike mjernih instrumenata provedene su na transverzalnim podacima te su stoga u analize bili uključeni i odgovori ovih naknadno isključenih sudionika.

Konačni uzorak čini ukupno 383 sudionika. U sve tri točke ispitivanja sudjelovalo je njih 174 (45.4 %), u dvije točke 98 (25.6 %; $N_{12} = 67$, $N_{23} = 17$, $N_{13} = 14$), a samo u jednoj njih 111 (29 %; $N_1 = 74$, $N_2 = 17$, $N_3 = 20$). Sudionici su u velikoj većini bile majke (94.4 %). Dob roditelja kreće se u rasponu od 26 do 56 godina ($M = 39.63$, $SD = 5.15$). Većina je u braku, izvanbračnoj zajednici ili životnom partnerstvu (93.5 %) te u prosjeku imaju dvoje djece. Otprilike podjednak udio roditelja ima završenu srednju školu (42.7 %) i završenu višu školu ili fakultet (48 %), 7.6 % roditelja ima poslijediplomsko obrazovanje, a 1.7 % samo osnovnoškolsko. U istraživanju su sudjelovali roditelji iz gotovo svih dijelova Hrvatske. Više od polovine uzorka (58 %) iz Zagreba je ili okolice, po 12.6 % iz Dalmacije i sjeverozapadne Hrvatske, a po 8.4 % iz Slavonije te Istre, Primorja i Gorskog kotara. Većina roditelja (84.9 %) navela je da ima jedno dijete s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja, dok 12.3 % ima dvoje, a 2.9 % troje djece s istom dijagnozom.

Prosječna dob djece je $M = 7.65$ godina ($SD = 2.66$) te se većinom radi o dječacima (69.7 %). Oko 63 % roditelja navelo je da (barem jedno) dijete uz razvojni jezični poremećaj ima i neke pridružene teškoće. U najvećoj mjeri radi se o problemima izgovora, u nešto manjoj o specifičnim teškoćama učenja (disleksija, diskalkulija i disgrafija) te o problemima u ponašanju, emocionalnim problemima i poremećaju pažnje. Velika većina roditelja (92.7 %) navodi da je (barem jedno) dijete koje ima razvojni jezični poremećaj trenutno uključeno u logopedsku terapiju, a svega 3.1 % roditelja navodi da dijete nikada nije krenulo na logopedsku terapiju. Vrijeme proteklo od kada je dijete dobilo dijagnozu razvojnog jezičnog poremećaja u prosjeku iznosi $M = 3.44$ godine ($SD = 2.39$), a vrijeme proteklo od uključivanja djeteta u logopedsku terapiju $M = 2.81$ godina ($SD = 2.36$). Djeca većinom pohađaju redovnu školu ili vrtić, a 15.8 % navodi da (barem jedno) dijete pohađa školu ili vrtić u specijaliziranoj zdravstvenoj ustanovi. Oko 14 % roditelja navelo je da oni ili drugi djetetov roditelj imaju jezične ili govorne teškoće, a 10.8 % navodi da imaju još jedno dijete u obitelji koje ima neke druge govorne poremećaje, razvojne teškoće ili kroničnu bolest. Detaljniji sociodemografski podaci dostupni su u Tablici 2. Prikazani su postoci izračunati nakon isključivanja sudionika koji nisu odgovorili na ova pitanja (njih oko 7 – 8 % po pitanju).

Tablica 2. Sociodemografska obilježja sudionika istraživanja

Varijabla	<i>f</i>	%
Spol ^a		
Muški	20	5.6
Ženski	335	94.4
Bračni status ^b		
Neudana / neoženjen	4	1.1
Udana / oženjen	311	87.4
U životnom partnerstvu	3	0.8
U izvanbračnoj zajednici	19	5.3
Razveden/a	17	4.8
Udovica / udovac	2	0.6
Stupanj obrazovanja ^b		
Završena osnovna škola	6	1.7
Završena srednja škola	152	42.7
Završena viša škola ili preddiplomski studij	55	15.4
Završen diplomski studij	116	32.6
Završen magisterij, doktorat ili specijalistički studij	27	7.6
Veličina mjesta stanovanja ^b		
Selo / naselje s do 2000 stanovnika	59	16.6
Manje mjesto (2001 – 10000 stanovnika)	40	11.2
Manji grad (10001 – 100000 stanovnika)	58	16.3
Grad (100001 – 500000 stanovnika)	35	9.8
Veliki grad (> 500 000 stanovnika)	164	46.1
Prisutnost govornih i jezičnih teškoća kod roditelja ^c		
Oba roditelja	2	0.6
Jedan roditelj	48	13.6
Sudionik	22	6.3

Napomena. Prikazani su postoci nakon isključivanja sudionika koji nisu odgovorili na pojedino pitanje. ^a *N* = 355; ^b *N* = 356; ^c *N* = 352.

Analiza osipanja sudionika

Da bismo provjerili postoji li sustavno osipanje sudionika, testirali smo razlikuju li se u sociodemografskim obilježjima i proučavanim varijablama sudionici koji su u nekoj točki odustali od sudjelovanja u odnosu na sudionike koji su nastavili sudjelovanje. U tu svrhu analizirali smo osipanje između T1 i T2, T2 i T3 te T1 i T3. Također, testirali smo razlike između sudionika koji su odustali u T3 u odnosu na sudionike koji su sudjelovali u sve tri točke. Testirali smo razlike na sociodemografskim varijablama koje se odnose na roditelja,

koje se odnose na dijete i djetetovu dijagnozu te na ispitivanim konstruktima (izračunati su ukupni rezultati na Revidiranoj skali obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca, Revidiranoj skali pridružene stigme, Skali depresivnosti, anksioznosti i stresa, DASS-21 te tri supskale sa skale CDS-II)².

Između sudionika koji su sudjelovali u T1 i T2 te sudionika koji nisu sudjelovali u T2 (osipanje u T2) nisu pronađene statistički značajne razlike u sociodemografskim obilježjima roditelja niti djeteta. Što se tiče ispitivanih konstrukata, pronađena je značajna razlika u procjeni kontrole uzroka djetetova poremećaja ($t(300) = -2.52, p = .012, d = 0.34$) te negativnim emocionalnim stanjima ($t(313) = 2.24, p = .026, d = 0.28$). Sudionici koji su nastavili sudjelovanje u T2 u prosjeku su kontrolu nad uzrokom djetetova poremećaja u T1 procjenjivali nešto nižom ($M_{T1+T2} = 4.3, SD = 2.6$) u odnosu na sudionike koji nisu sudjelovali u T2 ($M_{T1} = 5.2, SD = 2.6$). Također, sudionici koji su sudjelovali u T1 i T2 u prosjeku su pokazivali višu razinu negativnih emocionalnih stanja u T1 ($M_{T1+T2} = 0.5, SD = 0.44$) u odnosu na sudionike koji nisu sudjelovali u T2 ($M_{T1} = 0.3, SD = 0.42$).

Što se tiče osipanja u T3, između sudionika koji su sudjelovali u T2 i T3 te sudionika koji nisu sudjelovali u T3 pronađena je statistički značajna razlika jedino u dobi roditelja ($t(260) = 4.18, p < .001, d = 0.58$). Roditelji koji nisu sudjelovali u T3 u prosjeku bili su malo mlađi ($M_{T2} = 37.53, SD = 4.70$) od roditelja koji su nastavili sudjelovanje u T3 ($M_{T2+T3} = 40.24, SD = 4.71$). Također, usporedili smo sudionike koji su sudjelovali u T1 i T3 sa sudionicima koji nisu sudjelovali u T3. Sudionici su se razlikovali u dobi roditelja (Welch $t(240.31) = 2.29, p = .023, d = 0.27$) te prisustvu dodatnih teškoća kod djeteta ($\chi^2(1) = 8.54, p = .003, \phi = .17$). Sudionici koji nisu sudjelovali u T3 u prosjeku bili su malo mlađi ($M_{T1} = 38.91, SD = 5.66$) od roditelja koji su sudjelovali u T1 i T3 ($M_{T1+T3} = 40.29, SD = 4.66$). Također, u skupini koja nije sudjelovala u T3 udio djece koja uz razvojni jezični poremećaj ima neke pridružene teškoće bio je nešto manji (54.1 %) nego u skupini koja je sudjelovala u T1 i T3 (70.6 %). Što se tiče ispitivanih konstrukata, pronađena je značajna razlika u percipiranoj stigmi ($t(321) = -2.25, p = .025, d = 0.25$) i procjeni kontrole uzroka djetetova poremećaja ($t(300) = -2.46, p = .014, d = 0.29$). Sudionici koji nisu sudjelovali u T3 u prosjeku su iskazivali višu razinu percipirane stigme u T1 ($M_{T1} = 2.0, SD = 0.53$) u odnosu na sudionike koji su sudjelovali u T1 i T3 ($M_{T1+T3} = 1.8, SD = 0.50$). Također, procjenjivali su više kontrole nad uzrokom djetetova poremećaja u T1 ($M_{T1} = 4.9, SD = 2.59$) u odnosu na sudionike koji su sudjelovali u T1 i T3 ($M_{T1+T3} = 4.2, SD = 2.59$). Konačno, analizirali smo

² Ukupni rezultati izračunati su kao prosjek dostupnih odgovora na pojedinoj skali.

razlike između sudionika koji su sudjelovali u sve tri točke te sudionika koji su sudjelovali u T1 i T2. Jedina značajna razlika pronađena je u dobi sudionika ($t(235) = 3.81, p < .001, d = 0.56$). Sudionici koji su odustali nakon druge točke u prosjeku su bili mlađi ($M_{T1+T2} = 37.61, SD = 4.78$) nego sudionici koji su sudjelovali u sve tri točke ($M_{T1+T2+T3} = 40.23, SD = 4.67$). Nisu pronađene značajne razlike u ispitivanim konstruktima.

Dodatno smo usporedili sudionike koji su se u istraživanje uključili u kasnijim fazama u odnosu na sudionike koji su na upitnik odgovorili odmah u prvoj točki. U tu svrhu usporedili smo sudionike koji su na upitnik prvi put odgovorili u T2 sa sudionicima koji su upitnik ispunili u T1 i T2 te sudionike koji su na upitnik prvi put odgovorili u T3 sa sudionicima koji su upitnik ispunili u T1 i T3 te T1, T2 i T3. Ponovno nisu pronađene velike razlike između sudionika koji su se naknadno uključili i onih koji su sudjelovali od prve točke. Sudionici koji su upitnik prvi put ispunili u T2 pokazivali su nešto nižu razinu internalizirane stigme u T2 ($M_{T2} = 1.2, SD = 0.33$) u odnosu na sudionike koji su sudjelovali i u T1 ($M_{T1+T2} = 1.4, SD = 0.48$; Welch $t(54.26) = 3.02, p = .004, d = 0.48$). U skupini sudionika koji su upitnik prvi put ispunili u T3 udio djece koja su trenutno uključena u logopedsku terapiju je bio nešto niži (75 %) nego u skupini koja je sudjelovala od T1 (94 %; $\chi^2(1) = 6.83, p = .009, \phi = .21$). Nisu pronađene značajne razlike u ispitivanim konstruktima između sudionika koji su upitnik prvi put ispunili u T3 i onih koji su sudjelovali od T1. Veličina učinka je za većinu ustanovljenih razlika bila umjerena ili mala. Jedina veća razlika dobivena je za dob sudionika. Mlađi sudionici imali su nešto veću tendenciju odustajanja od sudjelovanja.

Postupak

Za razliku od ranijih istraživanja koja su transverzalna, ovim smo istraživanjem htjeli provjeriti longitudinalne odnose između ispitivanih konstrukata. Istraživanje je provedeno kroz tri točke mjerenja u razmaku od otprilike 3 mjeseca. Prva točka prikupljanja podataka bila je tijekom prosinca 2020., druga tijekom ožujka 2021., a treća tijekom lipnja 2021. godine.

Prije početka istraživanja uspostavljena je suradnja s logopedima iz različitih dijelova Hrvatske, koji su pomogli u regrutaciji sudionika. U regrutaciji sudionika sudjelovale su veće zdravstvene ustanove: Suvag Zagreb, Suvag Osijek, Poliklinika za rehabilitaciju osoba sa smetnjama u razvoju Split, KBC Rijeka, Logopedski centar Blaži, Logopedski kabinet Verbum Sanum, Nastavno-klinički centar Edukacijsko-rehabilitacijskog fakulteta u Zagrebu,

ali i brojni logopedi zaposleni u osnovnim školama, vrtićima, bolnicama te privatnim kabinetima. Logopedi su prema uputama definirali okvir uzorkovanja te kontaktirali roditelje koji su zadovoljavali kriterije odabira u uzorak. Pozivi za sudjelovanje u istraživanju koje su slali roditeljima bili su unaprijed pripremljeni u obliku tiskanih letaka te e-pošte. U pozivu su bili objašnjeni svrha i postupak istraživanja te je zainteresiranim roditeljima bilo ponuđeno da se prijave za sudjelovanje. Prijava za sudjelovanje omogućena je *online* preko platforme *SurveyMonkey*. Roditelji su preko QR koda ili poveznice navedene u pozivu pristupili obrascu na platformi *SurveyMonkey* u koji su, bez uvida u podatke drugih roditelja, mogli upisati adresu svoje e-pošte i tako se prijaviti za sudjelovanje u istraživanju. Osim preko zdravstvenih ustanova i logopeda, manji dio sudionika regrutiran je putem promoviranih oglasa objavljenih na nekoliko *Facebook* stranica: novootvorenoj stranici posvećenoj ovom istraživanju (<https://www.facebook.com/RJPparenting/>), stranici projekta Višerazinski pristup govornom diskursu u jezičnom razvoju, stranici Logopedskog centra Blaži te stranici roda.hr. U oglasu se nalazila poveznica koja je vodila na detaljniji opis istraživanja i kratku anketu pomoću koje je provjereno udovoljava li zainteresirani roditelj kriterijima uključivanja u uzorak. Roditeljima koji su zadovoljili uvjete na kraju ankete ponuđeno je da ostave adresu svoje e-pošte kako bi im istraživačica mogla poslati poveznicu za pristup upitniku.

Postupak uzorkovanja i regrutacije sudionika započeo je u studenome 2020. godine te je trajao oko šest tjedana. Najveći broj kontakata potencijalnih sudionika prikupljen je tijekom studenoga te je njima poziv za sudjelovanje u prvoj točki istraživanja poslan početkom prosinca. Roditeljima čiji su kontakti prikupljeni tijekom prosinca, poziv za ispunjavanje upitnika poslan je u roku dva do tri dana nakon prijave za sudjelovanje u istraživanju. Svi su sudionici upitniku mogli pristupiti isključivo putem poveznice koja im je poslana na adresu e-pošte s kojom su se prijavili za sudjelovanje u istraživanju. Pritom se pazilo da roditelji poziv za ispunjavanje upitnika u narednim točkama prime na otprilike isti dan u mjesecu kao u prethodnoj točki kako bi svim sudionicima razmak između tri točke mjerenja bio otprilike tri mjeseca. Sveukupno, prikupljanje podataka unutar svake točke trajalo je oko mjesec dana. Kako bi se povećao odaziv sudionika, svim su sudionicima unutar intervala od dva tjedna od slanja prvog poziva poslana i dva podsjetnika. U svakoj točki ispitivanja poziv za sudjelovanje u istraživanju poslan je svim roditeljima koji su dali svoj kontakt, bez obzira jesu li ispunili upitnik u prethodnoj točki (vidi npr. Newman, 2014).

Podaci su prikupljeni *online* preko platforme *SurveyMonkey*. Prije pokretanja upitnika sudionicima je prezentiran tekst obavijesnog pristanka s informacijama o postupku istraživanja te obradi, uporabi i povjerljivosti podataka. Sudionici su svoj pristanak za

sudjelovanje u istraživanju dali odabirom potvrdnog odgovora te pokretanjem upitnika (npr. Mahon, 2013). Sudjelovanje u istraživanju bilo je dobrovoljno te su se sudionici u bilo kojem trenutku mogli povući iz istraživanja. Kako bi se odgovori iz tri točke mjerenja mogli povezati, od sudionika se u svakoj točki tražilo da kroz nekoliko pitanja oblikuju svoju šifru. Šifra se sastojala od kombinacije slova i brojki: prva dva slova roditeljevog osobnog imena, prva dva slova osobnog imena najstarijeg djeteta te datuma rođenja (dan i mjesec) najstarijeg djeteta. Upitnik se sastojao od četiri skale kojima su ispitane percipirana i internalizirana stigma roditelja, atribucije uzroka djetetovog jezičnog poremećaja te negativna emocionalna stanja roditelja. Svi su konstrukti ispitani u sve tri točke. Kako bi se kontrolirali učinci redoslijeda skala, umora i smanjenja motivacije, skale su se rotirale prema dva redoslijeda.

Prikupljeni su i neki sociodemografski podaci o roditelju te djetetu, djetetovoj dijagnozi i tretmanu. Pitanja o djetetu, djetetovoj dijagnozi i tretmanu nalazila su se na početku upitnika kako bi se na temelju definiranih kriterija iz uzorka odmah isključile one osobe koje ne zadovoljavaju kriterije odabira u uzorak. Nakon toga slijedile su četiri skale, a pitanja o sociodemografskim obilježjima roditelja nalazila su se na kraju upitnika. Ispunjavanje upitnika u prosjeku je trajalo oko 20 minuta. Kako bi se smanjilo opterećenje sudionika, planirano je da sociodemografski podaci budu prikupljeni samo u prvoj točki, odnosno u drugoj i trećoj točki samo za sudionike koji nisu sudjelovali u prethodnoj. Međutim, s obzirom da su u drugoj točki uočena neka nepodudaranja u šiframa, da bi se olakšalo kasnije uparivanje odgovora, naknadno su u upitnik koji je primijenjen u trećoj točki dodana neka demografska pitanja. Također, u drugoj i trećoj točki se na početku upitnika od sudionika tražilo da navedu jesu li sudjelovali u prethodnim točkama i kojima. Svrha ovog pitanja bila je dvojaka: da se odredi kojim je sudionicima potrebno prikazati puni set sociodemografskih pitanja te da se olakša kasnije uparivanje odgovora (vidi npr. Lipp i sur., 2021). Istraživanje je odobrilo Etičko povjerenstvo Odsjeka za psihologiju Filozofskog fakulteta u Zagrebu, kao i etička povjerenstva pojedinih većih institucija koje su sudjelovale u regrutaciji sudionika.

Mjerni instrumenti

Podaci su prikupljeni pomoću upitnika koji se sastojao od dvije skupine sociodemografskih pitanja te četiri mjerna instrumenta kojima su ispitani ciljni konstrukti. Prva skupina sociodemografskih pitanja odnosila se na djecu u obitelji koja imaju primarnu dijagnozu razvojnog jezičnog poremećaja, a sastojala se od pitanja kojima su prikupljeni

podaci o spolu i dobi djeteta, dobi u vrijeme postavljanja dijagnoze, trajanju logopedskog tretmana, tipu predškolskog ili školskog programa koji dijete pohađa te prisutnosti dodatnih teškoća. Druga skupina sociodemografskih pitanja odnosila se na roditelja te se sastojala od pitanja kojima su prikupljeni podaci o njihovom spolu, dobi, razini obrazovanja, bračnom statusu, regiji i veličini mjesta stanovanja te prisutnosti jezičnih teškoća. Pitanja o sociodemografskim karakteristikama bila su konstruirana za potrebe ovog istraživanja, dok su ostali konstrukti mjereni prilagođenim postojećim skalama. Skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca (Struening i sur., 2001) i Skala pridružene stigme (Mak i Cheung, 2008) odabrane su za procjenu percipirane i internalizirane roditeljske stigme. Atribucije, odnosno kauzalne dimenzije u podlozi uzroka kojima roditelji pripisuju djetetov poremećaj, mjerili smo pomoću Revidirane skale kauzalnih dimenzija, CDS-II (McAuley i sur., 1992). Pomoću Skale depresivnosti, anksioznosti i stresa, DASS-21 (S. H. Lovibond i P. F. Lovibond, 1995) ispitali smo doživljaje negativnih emocionalnih stanja. Od navedenih mjernih instrumenata, Skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca i Skala pridružene stigme nisu ranije validirane na hrvatskom jeziku. Stoga su obje skale prije provedbe ovog istraživanja prevedene na hrvatski jezik i prilagođene ciljnoj populaciji.

Prilikom prijevoda skala slijedili smo smjernice za prijevod i prilagodbu skala za primjenu u drugim kulturama (vidi npr. Beaton i sur., 2000). Hrvatske inačice skala oblikovane su kroz nekoliko koraka. Najprije su dva nezavisna prevoditelja, jedan upućen u predmete mjerenja (istraživačica) i jedan neupućen (tzv. naivni prevoditelj), prevela čestice s engleskog jezika na hrvatski. Dva su prijevoda uspoređena te su kroz raspravu s prevoditeljima i stručnjacima za hrvatski jezik razriješene nedoumice. Na temelju dva prijevoda oblikovana je prva inačica skala na hrvatskom jeziku. Dva nezavisna prevoditelja koja nisu upućena u predmete mjerenja te koja nisu vidjela originalne skale prevela su čestice s hrvatskog jezika nazad na engleski kako bi se provjerila sadržajna valjanost prevedenih skala u odnosu na originalnu inačicu. Osim čestica, na isti način prevedene su i upute za sudionike. Povratni prijevodi na engleski jezik uspoređeni su s originalnim skalama te su ponovno sve nedoumice razriješene kroz raspravu s prevoditeljima.

Nakon toga oblikovane su druge inačice skala na hrvatskom jeziku koje su dodatno prilagođene za ciljnu populaciju, roditelje djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja. Radi se o manjim prilagodbama. Primjerice, na svim česticama izraz „roditelj psihički oboljelog djeteta / djeteta s intelektualnim teškoćama“ ili „psihički oboljelo dijete / dijete s intelektualnim teškoćama“ trebalo je zamijeniti s „roditelj djeteta koje ima jezični poremećaj“, odnosno „dijete s jezičnim poremećajem“. S obzirom da se naziv razvojni jezični

poremećaj rabi odnedavno, te su u praksi još uvijek zastupljeni alternativni nazivi (primjerice, posebne jezične teškoće, poremećaj izražavanja, poremećaj razumijevanja, razvojna afazija / disfazija i sl.), u cijelom upitniku rabili smo izraz jezični poremećaj, a sudionicima je u početnoj uputi objašnjeno na koje se sve dijagnoze izraz odnosi. Četvrtu česticu na Skali obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca („Većina ljudi ne bi često posjećivala prijatelje čije je dijete zbog psihičkih teškoća smješteno u zdravstvenu ustanovu.“) morali smo preoblikovati jer djeca ne mogu biti hospitalizirana zbog razvojnog jezičnog poremećaja. Nova čestica glasi „Većina ljudi ne bi često posjećivala prijatelje čije je dijete zbog jezičnog poremećaja uključeno u predškolski ili školski program u posebnoj ustanovi.“ Jednu česticu na Skali pridružene stigme koja glasi „Ne sudjelujem u aktivnostima vezanima uz jezične poremećaje kako drugi ljudi ne bi posumnjali da imam dijete s jezičnim poremećajem.“ dopunili smo primjerima aktivnosti kako bi sudionicima bilo jasnije na što se pitanje odnosi.

Konačne inačice čestica provjerene su i dodatno jezično doradene u suradnji sa stručnjacima za hrvatski jezik. Također, kako bi se pokušali riješiti neki uočeni nedostaci skala, obje su dopunjene s nekoliko novih čestica. Skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca dopunjena je sa šest novih čestica, a Skala pridružene stigme s četiri. Sve čestice dostupne su u Prilogu 1. Nove čestice te psihometrijske karakteristike i faktorska struktura skala provjerene su na podacima prikupljenima u T1 te su na temelju rezultata validacijskih predanaliza učinjene potrebne preinake za nastavak istraživanja. Latentna struktura ustanovljena na uzorku u T1 dodatno je provjerena na uzorcima sudionika koji su sudjelovali u T2 i T3. Postupak i rezultati validacijskih predanaliza detaljnije su opisani u Prilogu 2. U nastavku će biti opisani primijenjeni mjerni instrumenti te ukratko objašnjene učinjene preinake.

Revidirana skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca

S obzirom da bi skala trebala mjeriti tri faktora od kojih su dva podzastupljena (faktor nazvan kauzalne atribucije mjereno je s dvije, a faktor nazvan loši roditelji s jednom česticom; vidi Struening i sur., 2001), skalu smo odlučili dopuniti sa šest novih čestica. Pritom smo se vodili preporukama iz literature prema kojima bi svaki faktor trebao biti određen s barem tri indikatora (npr. Raubenheimer, 2004). Dakle, revidirana skala sastojala se od 13 čestica raspoređenih na tri supskale: odbacivanje zajednice (četiri originalne čestice, npr. „Većina ljudi gleda s visoka na roditelje koji imaju dijete s jezičnim poremećajem.“), kauzalne

atribucije (dvije originalne i dvije dodane čestice, npr. „Većina ljudi odnosi se prema roditeljima kao da njihovo dijete ima jezični poremećaj zbog njih.“) i loši roditelji (jedna originalna i četiri dodane čestice, npr. „Većina ljudi misli da su roditelji koji imaju djecu s jezičnim poremećajem loši roditelji.“). Sudionici su na čestice odgovarali davanjem procjene na skali od 1 (*u potpunosti se ne slažem*) do 4 (*u potpunosti se slažem*), pri čemu viši rezultat označava višu razinu percipirane stigme. Četiri čestice (tri originalne i jedna nova) bodovale su se obrnuto.

Nove čestice provjerene su na podacima iz T1. S obzirom da je većina pokazala previsoke međusobne korelacije ($r > .90$) i/ili dvostruka faktorska zasićenja, odlučeno je da se zadrži samo jedna nova čestica („Većina ljudi u našem društvu smatra da su roditelji djece s jezičnim poremećajem jednako sposobni kao bilo koji drugi roditelj“). Dakle, konačna inačica Revidirane skale obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca sastoji se od osam čestica (vidi Prilog 4). Četiri čestice koje se boduju obrnuto rekodirane su tako da viši rezultat označava višu razinu percipirane stigme. Provedene faktorske analize ukazivale su na dva faktora prvog reda i nadređeni opći faktor percipirane stigme. Dva dobivena faktora odgovaraju konceptualizaciji dvostruke javne stigme prema roditeljima: neizravne koja se očituje kroz socijalno odbacivanje i omalovažavanje zbog povezanosti sa stigmatiziranim djetetom te izravne koja se očituje kroz okrivljavanje roditelja za djetetovo stigmatizirajuće stanje i njihovo etiketiranje kao loših roditelja. Kao pokazatelj unutarnje konzistencije skale izračunat je ordinalni α koeficijent na matrici polihoričnih korelacija (vidi Gadermann i sur., 2012). Ordinalni α za čitavu skalu iznosi $\alpha = .92$ u sve tri točke³. Omega koeficijent pouzdanosti za nadređeni opći faktor (omega višeg reda; vidi Flora, 2020), koji pokazuje proporciju varijance u ukupnom rezultatu na skali koja se može pripisati nadređenom faktoru percipirane stigme, iznosi $\omega_{ho} = .81$ u T1, $\omega_{ho} = .83$ u T2 te $\omega_{ho} = .79$ u T3.

Revidirana skala pridružene stigme

Jedna od kritika skale odnosi se na neuključivanje samookrivljavanja i doživljavanja sebe kao lošeg roditelja u sadržaj skale (vidi npr. Eaton i sur., 2016). Stoga smo skalu odlučili dopuniti s nekoliko čestica koje se odnose na ove aspekte (npr. „Smatram se krivim/krivom zato što moje dijete ima jezični poremećaj.“; „Smatram da sam loš roditelj zato što imam dijete s jezičnim poremećajem.“). Revidirana inačica skale sastojala se od ukupno 26 negativnih čestica raspoređenih na tri supskale: kognitivni aspekt (sedam originalnih i dvije

³ S obzirom da se u ranijim istraživanjima navodi Cronbachov α izračunat na matrici Pearsonovih korelacija te skale nisu sadržajno identične, dobivene vrijednosti nije moguće usporediti s ranijim podacima.

dodane čestice, npr. „Moj ugled je narušen zato što imam dijete s jezičnim poremećajem.“), afektivni aspekt (sedam originalnih i dvije dodane čestice, npr. „Osjećam se manje vrijedno zato što imam dijete s jezičnim poremećajem.“) i ponašajni aspekt internalizirane stigme (osam originalnih čestica, npr. „Ne usuđujem se reći drugima da imam dijete s jezičnim poremećajem.“). Sudionici su odgovarali davanjem procjene na skali od 1 (*u potpunosti se ne slažem*) do 4 (*u potpunosti se slažem*), pri čemu viši rezultat označava višu razinu internalizirane stigme.

Na temelju rezultata validacijskih predanaliza odlučeno je da se skala skрати. Naime, vrlo visoke korelacije između čestica ukazivale su na multikolinearnost i redundantnost pojedinih čestica. Također, neke su se čestice pokazale sadržajno nečistima i/ili lošim indikatorima svog ciljnog faktora, a neke su imale viša značajna zasićenja drugim konstruktima u modelu samostigmatizacije ili su pokazale veću razinu višedimenzionalnosti. Konačna inačica Revidirane skale pridružene stigme sastoji se od 12 originalnih čestica: četiri kognitivne, četiri afektivne i četiri ponašajne (vidi Prilog 4). Nove čestice nisu zadržane jer su bile u previsokoj korelaciji s drugim česticama ili su pokazale značajna višestruka faktorska zasićenja. Korelacija između ukupnog rezultata na originalnoj skali (22 originalne čestice) i skraćenoj inačici skale (12 čestica) iznosila je $r = .98$ ($p < .001$) u T1 i T3 te $r = .99$ ($p < .001$) u T2. Paralelna analiza provedena na skraćenoj inačici skale ukazivala je na jedan faktor. Jednofaktorski je model pokazao relativno dobro pristajanje podacima u sve tri točke. Ordinalni α koeficijent unutarnje konzistencije za cijelu skalu iznosi $\alpha = .96$ u T1 i T3 te $\alpha = .97$ u T2⁴, a omega koeficijent pouzdanosti iznosi $\omega = .96$ u T1 te $\omega = .97$ u T2 i T3.

Revidirana skala kauzalnih dimenzija, CDS-II

Skala CDS-II (McAuley i sur., 1992) sastoji se od četiri supskale s po tri čestice, no za potrebe ovog istraživanja odabrane su tri supskale koje mjere tri temeljne kauzalne dimenzije predložene Weinerovom (1985) teorijom: lokus uzroka (npr. „Je li uzrok nešto vezano uz vas – nešto vezano uz druge“), stabilnost uzroka (npr. „Je li uzrok nepromjenjiv – promjenjiv“) te podložnost uzroka osobnoj kontroli (npr. „Je li uzrok nešto čime možete upravljati – čime ne možete upravljati“). Dimenziju vanjske kontrole, koja je definirana vrlo općenito kao podložnost uzroka kontroli drugih ljudi i u negativnoj je korelaciji s osobnom kontrolom ($r = -.56$; prema McAuley i sur., 1992), odlučili smo izostaviti jer smatramo da nije relevantna za pozicioniranje roditeljskih atribucija uzroka djetetovog poremećaja. I sami autori skale

⁴ S obzirom da se u ranijim istraživanjima navodi Cronbachov α izračunat na matrici Pearsonovih korelacija te skale nisu sadržajno identične, dobivene vrijednosti nije moguće usporediti s ranijim podacima.

napominju da obje dimenzije kontrole nad uzrokom nisu nužno uključene u atribuiranje uzroka svakog ishoda te da bi ovisno o kontekstu ili domeni jedna dimenzija mogla biti relevantnija u odnosu na drugu (McAuley i sur., 1992). Zadatak sudionika bio je navesti uzrok koji smatraju primarnim za djetetov razvojni jezični poremećaj te nakon toga navedeni uzrok procijeniti na tri kauzalne dimenzije. Čestice su oblikovane kao broježani kontinuum od devet stupnjeva, sa svake strane omeđen suprotnim opisima uzroka, a sudionici odgovaraju odabirom broja koji najbolje odražava njihovu procjenu uzroka. Pritom veći rezultat označava unutarnji lokus uzroka, stabilnost uzroka te mogućnost osobne kontrole nad uzrokom.

Validacijske predanalize potvrdile su strukturu s tri nezavisna ali međusobno povezana faktora. Cronbachovi α koeficijenti za supskalu lokusa iznose $\alpha = .63$ u T1 i T2 te $\alpha = .62$ u T3, za supskalu osobne kontrole $\alpha = .84$ u T1, $\alpha = .83$ u T2 te $\alpha = .82$ u T3, a za supskalu stabilnosti $\alpha = .83$ u T1, $\alpha = .76$ u T2 te $\alpha = .77$ u T3. Omega koeficijent pouzdanosti za supskalu lokusa iznosi $\omega = .64$ u T1 i T3 te $\omega = .63$ u T2, za supskalu osobne kontrole $\omega = .85$ u T1, $\omega = .83$ u T2 i $\omega = .82$ u T3, a za supskalu stabilnosti $\omega = .83$ u T1, $\omega = .76$ u T2 i $\omega = .78$ u T3. Dakle, dvije su supskale pokazale relativno dobru pouzdanost, dok je pouzdanost supskale lokus niža, no u skladu s ranijim podacima (vidi McAuley i sur., 1992).

Skala depresivnosti, anksioznosti i stresa, DASS-21

Skraćena inačica Skale depresivnosti, anksioznosti i stresa, DASS-21 (eng. *The Depression Anxiety Stress Scale*; S. H. Lovibond i P. F. Lovibond, 1995) namijenjena je ispitivanju triju dimenzija negativnih emocionalnih stanja: depresivnosti, što se odnosi na niske razine pozitivnog afekta, disforiju, beznadnost i sl., anksioznosti, što se odnosi na iritabilnost, agitiranost, teškoće s opuštanjem, te stresa, što se odnosi na doživljaje nelagode, nemira, ljutnje te nemoći i gubitka kontrole. Sastoji se od ukupno 21 čestice ravnomjerno raspoređene na tri supskale: depresivnost (npr. „Osjetio/la sam kao da se nemam čemu radovati.“), anksioznost (npr. „Bio/la sam uplašen/a bez opravdanog razloga.“) i stres (npr. „Bio/la sam sklon/a pretjeranim reakcijama na događaje.“). Zadatak sudionika je da na skali od 0 (*uopće se nije odnosilo na mene*) do 3 (*gotovo u potpunosti ili većinu vremena se odnosilo na mene*) procijene u kojoj mjeri ponuđene tvrdnje opisuju kako su se osjećali u posljednjih tjedan dana. Viši rezultati ukazuju na veću izraženost određenog emocionalnog stanja, odnosno u većoj mjeri narušeno mentalno zdravlje. Često se rabi u ispitivanju kliničkih i nekliničkih skupina te se pokazala pogodnom za različite populacije. Instrument je validiran u raznim kulturama (vidi npr. Gomez i sur., 2020; Jovanović i sur., 2014; Kia-Keating i sur.,

2018; Kyriazos i sur., 2018; Lee i Kim, 2020; Mihić i sur., 2021; Peixoto i sur., 2021; Ruiz i sur., 2017; Zanon i sur., 2021), uključujući i hrvatsku (npr. Ivezić i sur., 2012). Dosadašnja istraživanja većinom ukazuju da se radi o valjanom i pouzdanom mjernom instrumentu. Primjerice, u istraživanju Kamenov i suradnika (2016) dobiveni koeficijenti pouzdanosti (Cronbachov α) iznosili su .94 za cijelu skalu, .89 za dimenziju depresivnosti, .84 za dimenziju anksioznosti te .89 za dimenziju stresa.

Iako su mnoga istraživanja podržala latentnu strukturu s tri međusobno pozitivno povezana faktora ili hijerarhijsku strukturu s jednim općim nadređenim faktorom koju su predložili autori skale (P. F. Lovibond i S. H. Lovibond, 1995), neka istraživanja ukazuju na dvofaktorsku (npr. Duffy i sur., 2005; Ivezić i sur., 2012) te jednofaktorsku strukturu (npr. Ali i Green, 2019; Jiang i sur., 2020). Recentnija validacijska istraživanja polaze od pretpostavke o bifaktorskoj strukturi koja pretpostavlja postojanje općeg faktora mentalnog zdravlja te tri specifična faktora depresivnosti, anksioznosti i stresa, koji su međusobno ortogonalni. Rezultati nekoliko istraživanja podržavaju bifaktorski model (npr. Henry i Crawford, 2005; Lee i Kim, 2020; Vasconcelos-Raposo i sur., 2013), međutim, neki rezultati ne podržavaju postojanje specifičnih faktora, već ukazuju samo na jedan snažan i pouzdan opći faktor (npr. Kia-Keating i sur., 2018; Mihić i sur., 2021; Zanon i sur., 2021). Rezultati validacijskih predanaliza provedenih u okviru ovog istraživanja također ukazuju na samo jedan opći faktor te je zaključeno da se skala može rabiti kao jednodimenzionalna mjera mentalnog zdravlja, odnosno negativnih emocionalnih stanja roditelja. U sve tri točke mjerenja ordinalni α za cijelu skalu iznosi $\alpha = .97^5$, a omega koeficijent pouzdanosti $\omega = .98$.

Obrada podataka

Obrada podataka provedena je u nekoliko koraka. Sve analize provedene su u programima SPSS 20.0 te Mplus 8.8 (Muthén i Muthén, 1998-2017). U prvom je koraku provedena validacija i provjera odabranih mjernih instrumenata. U okviru validacijskih predanaliza, koje su detaljnije opisane u Prilogu 2, provjerene su distribucije odgovora na pojedinačnim česticama, korelacije između čestica te faktorska struktura. S obzirom da su čestice na skalama roditeljske stigmatizacije i DASS-21 na ordinalnoj ljestvici s četiri kategorije, izračunate su polihorične korelacije (vidi npr. Holgado-Tello i sur., 2010; Knol i Berger, 1991; Muthén, 1984; Wirth i Edwards, 2007) te je za provedbu faktorskih analiza odabrana ULSMV (eng., *Unweighted Least Squares Mean and Variance Adjusted*) metoda koja se

⁵ Dobivene vrijednosti nije moguće usporediti s ranijim podacima jer je α izračunat na matrici polihoričnih korelacija.

pokazala superiornijom u odnosu na ML (eng., *Maximum Likelihood*) metodu kada su u pitanju ordinalni podaci, pogotovo ako je broj kategorija odgovora mali (od dvije do četiri) te u slučaju izraženije asimetrije i spljoštenosti distribucija (vidi npr. Kilic i Doğan, 2021; Li, 2014; Savalei i Rhemtulla, 2013). Za čestice sa skale CDS-II, koje su na intervalnoj skali, izračunati su Pearsonovi koeficijenti korelacije te je za provedbu faktorskih analiza zbog nezadovoljenog uvjeta multivarijatne normalnosti umjesto ML metode odabrana MLR metoda s robusnim standardnim pogreškama i korigiranim hi-kvadrat testom. Kako bi se provjerile faktorske strukture pojedinih mjernih instrumenata, provedene su konfirmatorne faktorske analize (CFA) i eksploratorno strukturalno modeliranje (ESEM). ESEM (Asparouhov i Muthén, 2009) je tehnika koja kombinira prednosti eksploratorne faktorske analize i modeliranja strukturalnim jednadžbama. Za razliku od konfirmatornih faktorskih modela omogućuje da se za svaku česticu uz zasićenja ciljnim faktorom procijene i križna zasićenja. Za procjenu ESEM modela odabrana je kosokutna rotacija *Target* koja naglašava konfirmatorni pristup kroz mogućnost da istraživač definira da vrijednosti križnih zasićenja budu što bliže nuli. Testirano je nekoliko alternativnih modela: jednofaktorski model, model s više međusobno povezanih faktora, hijerarhijski model te bifaktorski model. Sve su analize provedene na transversalnim podacima prikupljenima u tri vremenske točke te su za svaki ispitani konstrukt testirani zasebni mjerni modeli.

U drugom je koraku na transversalnim podacima iz tri vremenske točke testiran ESEM model sa svim ispitanim konstruktima kako bi se provjerilo da čestice indikatori jednog konstrukta nisu značajno zasićene nekim drugim konstruktom u modelu samostigmatizacije. Iako se ESEM modeliranje pokazalo kao obećavajući pristup u validaciji mjernih instrumenata, radi se o novijem pristupu te još uvijek postoje brojni izazovi u njegovoj primjeni. Neki od izazova odnose se na procjenu hijerarhijskih ESEM modela te uporabu ESEM mjernih modela u okviru složenijih analiza. Jedno od mogućih rješenja (vidi npr. van Zyl i ten Klooster, 2022) je redefiniranje ESEM modela u okviru konfirmatorne faktorske analize (eng. *ESEM within CFA*). Da bi se, primjerice, procijenio hijerarhijski ESEM model, prvo je potrebno testirati ESEM model prvog reda te se dobiveni parametri u drugom koraku rabe kao početne vrijednosti za procjenu hijerarhijskog ESEM modela. S obzirom da je za jedan konstrukt u modelu prihvaćen hijerarhijski mjerni model, pokušali smo provesti ESEM u okviru konfirmatorne faktorske analize, no model je pokazao probleme s konvergencijom. Stoga smo sve konstrukte odlučili modelirati kao jednodimenzionalne te procijenili model sa šest latentnih konstrukata: percipiranom stigmom, tri dimenzije atribucija, internaliziranom stigmom te negativnim emocionalnim stanjima. Svi konstrukti u modelu mogli su slobodno

korelirati te su za svaku manifestnu varijablu (česticu s odgovarajuće skale) osim zasićenja ciljnim faktorom bila procijenjena i križna zasićenja drugim konstruktima u modelu. S obzirom da je većina čestica na ordinalnoj skali s četiri kategorije, za procjenu parametara odabrana je metoda ULSMV. Model je procijenjen uz kosokutnu rotaciju *Target*.

U trećem su koraku definirane parcele koje su umjesto pojedinačnih čestica u daljnjim analizama rabljene kao indikatori latentnih konstrukata percipirane i internalizirane stigme te negativnih emocionalnih stanja. Parcele su indikatori koji se temelje na objedinjavanju nekoliko čestica, odnosno formiraju se zbrajanjem ili uprosječivanjem odgovora na skupini čestica (Little i sur., 2002). Imaju nekoliko prednosti u odnosu na pojedinačne čestice. Kreiranjem parcela smanjuje se broj varijabli u modelu te time i parametara koje je potrebno procijeniti, što omogućuje postizanje povoljnijeg omjera broja varijabli i sudionika za procjenu složenijih modela. Osim toga, spajanjem ordinalnih čestica u parcele dobivaju se kontinuirane varijable koje se češće distribuiraju normalno. Parcele imaju manju varijancu pogreške od pojedinačnih čestica te su stoga i pouzdaniji indikatori konstrukta (za detaljniju raspravu vidi Little i sur., 2002; Little i sur., 2013). Nakon što smo formirali parcele, na novokreiranim manifestnim varijablama provjereni su statistički preduvjeti za planirane analize. Analizirani su ekstremni rezultati, udio podataka koji nedostaju, distribucije rezultata, deskriptivni pokazatelji te matrica bivarijatnih korelacija. U sljedećem je koraku ponovno definiran mjerni model sa šest konstrukata, no kao indikatori konstrukata rabljene su parcele. Za svaku manifestnu varijablu definirano je zasićenje ciljnim latentnim faktorom, a sva križna zasićenja fiksirana su na nulu. Svi konstrukti u modelu mogli su slobodno korelirati. Mjerni je model prvo testiran zasebno u svakoj vremenskoj točki kako bi se provjerila konfiguralna invarijantnost (jesu li indikatori zasićeni istim faktorima u sve tri točke mjerenja), a u četvrtom su koraku prihvaćeni modeli iz pojedinačnih točaka spojeni u longitudinalni model kako bi se mogle testirati više razine mjerne invarijantnosti kroz vrijeme.

U longitudinalnom modelu svi konstrukti mogli su slobodno korelirati unutar te između triju točaka mjerenja. Također, radi kontrole sustavne pogreške mjerenja (Little, 2013; Newsom, 2015) dodane su autokorelacije između reziduala na istim indikatorima kroz vrijeme (između T1 i T2, T2 i T3 te T1 i T3). Prvo je procijenjen model bez ograničenja (eng. *unconstrained model*) u kojem su faktorska zasićenja, odsječci i reziduali mogli slobodno varirati kroz vrijeme. Potom su postupno dodavana ograničenja na parametre u modelu. Prvo su faktorska zasićenja istih indikatora fiksirana da budu jednaka kroz vrijeme (metrička invarijantnost), a zatim odsječci (skalarna invarijantnost). Modeli s ograničenim parametrima (eng. *constrained models*) uspoređeni su s modelom u kojem su parametri slobodno

procijenjeni. Ako izjednačavanje parametara kroz vrijeme nije dovelo do značajnog pada u pristajanju modela, zaključeno je da postoji određena razina mjerne invarijantnosti kroz vrijeme. Mjerna invarijantnost preduvjet je za testiranje longitudinalnih odnosa. Ako nije zadovoljena, nije jasno mogu li se opažene promjene u konstruktima pripisati pravoj promjeni ili su samo posljedica promjena u strukturi ili mjerenju konstrukata tijekom vremena (Brown, 2006). Pritom je nužno da bude zadovoljena barem metrička invarijantnost, odnosno da faktorska zasićenja istog indikatora nekog konstrukta budu stabilna kroz vrijeme. S obzirom da je invarijantnost reziduala teško postići, a nije nužna za daljnje analize, ovu razinu mjerne invarijantnosti nismo testirali.

Konačno, kako bi se ispitali pretpostavljeni odnosi između konstrukata u petom je koraku testiran autoregresijski križni model (eng. *Cross-Lagged Panel Model*, CLPM). Dvije glavne prednosti ovog modela odnose se na: (1) mogućnost testiranja longitudinalnog učinka prediktorske varijable na kriterijsku uz kontrolu razine kriterijske varijable iz prethodne vremenske točke (autoregresijski učinci) te kovariranja prediktorske i kriterijske varijable unutar istih vremenskih točaka i (2) mogućnost testiranja recipročnih odnosa među ispitivanim konstruktima, što omogućuje donošenje zaključaka o smjeru učinaka koje varijable imaju jedna na drugu tijekom vremena (Cole i Maxwell, 2003). Ove značajke modela omogućuju donošenje snažnijih zaključaka o pretpostavljenim odnosima između ispitivanih konstrukata. Križni učinci predstavljaju parcijalne učinke nakon kontrole stabilnosti pojedinih konstrukata i njihove simultane povezanosti u istoj vremenskoj točki te pokazuju objašnjava li prediktorska varijabla iz prethodne vremenske točke preostalu varijancu u kriterijskoj varijabli u sljedećoj vremenskoj točki.

Testirani je model definiran na sljedeći način: za svaki od šest konstrukata definirani su njihovi autoregresijski učinci prvog reda (od T1 do T2 i od T2 do T3) i drugog reda (od T1 do T3), križni učinci prema pretpostavljenom smjeru prvog reda (od T1 do T2 i T2 do T3) i drugog reda (od T1 do T3) te obrnuti križni učinci prvog reda (od T1 do T2 i T2 do T3) i drugog reda (od T1 do T3). Konstrukt percipirane stigmatičnosti u modelu ima ulogu prediktora, tri dimenzije atribucija ulogu paralelnih medijatora, internalizirana stigma ulogu drugog medijatora, a negativna emocionalna stanja ulogu kriterija. Stoga smo definirali sljedeće usmjerene veze kako bismo ispitali pretpostavljene neizravne i izravne učinke između ispitanih konstrukata: 1) od percipirane stigmatičnosti iz T1 i T2 do pojedinih dimenzija atribucija iz T2 i T3, 2) od pojedinih dimenzija atribucija iz T1 i T2 do internalizirane stigmatičnosti iz T2 i T3, 3) od internalizirane stigmatičnosti iz T1 i T2 do negativnih emocionalnih stanja iz T2 i T3, 4) od percipirane stigmatičnosti iz T1 i T2 do internalizirane stigmatičnosti iz T2 i T3, 5) od percipirane stigmatičnosti iz

T1 i T2 do negativnih emocionalnih stanja iz T2 i T3, te 6) od pojedinih dimenzija atribucija iz T1 i T2 do negativnih emocionalnih stanja iz T2 i T3. Osim pretpostavljenih odnosa, autoregresijski križni model omogućuje nam da testiramo i suprotni smjer odnosa među konstruktima, stoga smo definirali i sljedeće usmjerene veze: 1) od pojedinih dimenzija atribucija iz T1 i T2 do percipirane stigme iz T2 i T3, 2) od internalizirane stigme iz T1 i T2 do pojedinih dimenzija atribucija iz T2 i T3, 3) od negativnih emocionalnih stanja iz T1 i T2 do internalizirane stigme iz T2 i T3, 4) od internalizirane stigme iz T1 i T2 do percipirane stigme iz T2 i T3, 5) od negativnih emocionalnih stanja iz T1 i T2 do percipirane stigme iz T2 i T3, te 6) od negativnih emocionalnih stanja iz T1 i T2 do pojedinih dimenzija atribucija iz T2 i T3. Također, definirane su korelacije između egzogenih latentnih varijabli unutar točke T1 i reziduala endogenih latentnih varijabli unutar točaka T2 i T3. Iako Weinerova (1985) teorija pretpostavlja da su dimenzije atribucija ortogonalne, ranija empirijska istraživanja (za pregled vidi Anderson i Arnoult, 1985; McAuley i sur., 1992) te validacijske predanalize provedene u okviru ovog istraživanja (vidi Prilog 2) ukazuju na povezanost između pojedinih kauzalnih dimenzija. Stoga, da bismo ispitali jedinstveni prediktivni doprinos pojedinih kauzalnih dimenzija u objašnjavanju samostigmatizacije roditelja, umjesto pojedinačnih modela od kojih bi svaki uključivao samo jednu dimenziju atribucija, testirali smo model u kojem su tri dimenzije atribucija uvrštene kao paralelni medijatori. Između pojedinih dimenzija atribucija nisu definirane usmjerene veze nego samo korelacije unutar pojedinih vremenskih točaka.

Osim modela koji uključuje sve moguće autoregresijske i križne učinke, dakle i učinke prvog i učinke drugog reda, testirana su još tri modela: model s autoregresijskim učincima prvog i drugog reda te križnim učincima prvog reda, model s autoregresijskim učincima prvog reda te križnim učincima prvog i drugog reda te model s autoregresijskim i križnim učincima samo prvog reda. Odabran je parsimoničniji model koji nije pokazao značajan pad u pristajanju u odnosu na model sa svim učincima prvog i drugog reda. Na odabranom je modelu najprije testirana vremenska invarijantnost učinaka te su nakon toga dodane kontrolne varijable kako bi se provjerilo dolazi li do promjena u odnosima između ispitanih konstrukata nakon što se kontroliraju neke individualne razlike među sudionicima.

Iako su kreiranjem parcela dobivene intervalne varijable, uvjet multivarijatne normalnosti nije bio zadovoljen te je stoga za procjenu svih modela odabrana robusna inačica ML metode, odnosno MLR. MLR metoda daje iste procjene parametara kao ML, ali uz korekciju standardnih pogrešaka i indikatora pristajanja modela te se pokazala superiornijom u odnosu na ML kada nije zadovoljen preduvjet multivarijatne normalnosti (Lai, 2018).

Podaci koji nedostaju tretirani su pomoću FIML (eng., *Full Information Maximum Likelihood*). Za razliku od drugih metoda za tretiranje podataka koji nedostaju, FIML ne rabi ni zamjenu ni imputaciju podataka, već se parametri i standardne pogreške procjenjuju izravno na temelju svih dostupnih informacija u matrici podataka. Također, za razliku od nekih ranije dostupnih metoda, FIML smanjuje pristranost u procjeni parametara do koje dolazi zbog gubitka podataka i daje točnije procjene standardnih pogrešaka (Newman, 2014). Metoda se pokazala vrlo učinkovitom u situacijama kada je u podlozi nepotpunih podataka MAR (eng., *Missing at Random*) mehanizam, odnosno kada podaci nedostaju po slučaju (Enders i Bandalos, 2001). No čak i kada nisu zadovoljene sve pretpostavke MAR mehanizma, FIML daje stabilnije i manje pristrane procjene u odnosu na manje sofisticirane metode (Newman, 2014). Pretpostavka MAR mehanizma je da se podaci koji nedostaju mogu predvidjeti na temelju drugih dostupnih podataka. S obzirom da su u ovom istraživanju kroz tri vremenske točke prikupljeni paralelni podaci te su za većinu sudionika odgovori na pojedinim mjerama bili dostupni u barem jednoj točki, MAR pretpostavka je vjerojatnija.

Pristajanje svih testiranih modela procijenjeno je na temelju nekoliko pokazatelja: korigiranog hi-kvadrat testa (χ^2), CFI (eng. *Comparative Fit Index*), TLI (eng., *Tucker-Lewis Index*), RMSEA (eng. *Root Mean Square Error of Aproximation*), SRMR (eng. *Standardized Root Mean Square Residual*) i AIC (eng. *Akaike Information Criteria*). Budući da je hi-kvadrat test osjetljiv na veličinu uzorka izračunata je i relativna vrijednost hi-kvadrat testa (omjer vrijednosti hi-kvadrat testa i stupnjeva slobode; χ^2/df). Prema predloženim graničnim vrijednostima, model ima dobro pristajanje ako hi-kvadrat test nije statistički značajan, odnosno ako je omjer hi-kvadrat vrijednosti i stupnjeva slobode manji od vrijednosti tri (Kline, 2010), ako su CFI i TLI veći od .90 (adekvatno pristajanje), tj. veći od .95 (odlično pristajanje; Hu i Bentler, 1999), ako je vrijednost RMSEA manja ili jednaka .08 (adekvatno pristajanje), tj. manja ili jednaka .05 (odlično pristajanje; Browne i Cudeck, 1993) te ako je vrijednost SRMR manja od .08 (Hu i Bentler, 1999)⁶. Za pokazatelj AIC nema određene granične vrijednosti, nego se smatra da bolje pristajanje ima model s nižom AIC vrijednošću (Kline, 2010). Strukturalni model građen je kroz nekoliko koraka u kojima su međusobno uspoređivani alternativni ugniježđeni modeli. Kako bi se odredilo koji od međusobno uspoređenih modela ima najbolje pristajanje proveden je Satorra-Bentler test razlike u hi-

⁶ S obzirom da se predložene granične vrijednosti za procjenu pristajanja modela temelje na ML metodi procjene i kontinuiranim, normalno distribuiranim varijablama te se pokazalo da ULS (eng. *Unweighted Least Squares*) metode obično rezultiraju precijenjenim vrijednostima CFI i TLI pokazatelja te podcijenjenim vrijednostima RMSEA (Xia i Yang, 2019), za procjenu ordinalnih modela u okviru validacijskih predanaliza rabljene su strože granične vrijednosti.

kvadrat vrijednostima (Satorra i Bentler, 2001) te su uspoređene vrijednosti ostalih pokazatelja pristajanja.

REZULTATI

Provjera latentne strukture konstrukata

Percipirana stigma. Na revidiranoj inačici Skale obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca, koja se sastoji od osam čestica (sedam originalnih i jedne dodane), provedene su konfirmatorna faktorska i ESEM analiza. Rezultati su umjesto na tri ukazivali na dva faktora (faktori kauzalne atribucije i loši roditelji spojeni su u jedan). Dva dobivena faktora odgovaraju konceptualizaciji dvostruke javne stigme prema roditeljima, neizravnoj i izravnoj. Međutim, sve negativne čestice pokazale su zasićenje prvim, a sve pozitivne drugim faktorom. Kako bi se provjerilo da dvofaktorska struktura nije samo rezultat učinka formulacije čestica testiran je bifaktorski model s jednim općim faktorom kojim su zasićene sve čestice te dva specifična faktora, jednim kojim su zasićene sve pozitivne i jednim kojim su zasićene sve negativne čestice. Budući da su u bifaktorskom modelu čestice istovremeno zasićene općim te jednim specifičnim faktorom, moguće je procijeniti pouzdanost te snagu općeg i specifičnih faktora, što nam daje jasniji uvid u dimenzionalnost mjernog instrumenta. Također, kao alternativni model testiran je i hijerarhijski model koji pretpostavlja opći faktor nadređen faktorima prvog reda. Naime, ustanovljena je relativno visoka korelacija između dva faktora od $\Phi = .75$.

Hijerarhijski je model uglavnom pokazao podjednako dobro pristajanje podacima kao bifaktorski (pristajanje hijerarhijskog modela u T1: $\chi^2(19) = 82.84$, $p < .001$; CFI = .983; TLI = .974; RMSEA = .101, 90 % CI [.079, .124], SRMR = .027; u T2: $\chi^2(19) = 120.18$, $p < .001$; CFI = .965; TLI = .948; RMSEA = .139, 90 % CI [.116, .163], SRMR = .032; u T3: $\chi^2(19) = 93.45$, $p < .001$; CFI = .964; TLI = .947; RMSEA = .134, 90 % CI [.108, .162], SRMR = .038)⁷ te je ujedno rezultirao stabilnijim rješenjima. S obzirom da je hijerarhijski model parsimoničniji i dobiveni faktori prvog reda odgovaraju teorijskoj pretpostavci o dvostrukoj javnoj stigni prema roditeljima djece s teškoćama, odlučeno je da se prihvati hijerarhijski model. Sve čestice pokazale su relativno visoka zasićenja svojim ciljnim faktorom uz niske standardne pogreške. Standardizirana zasićenja faktorom percipirane neizravne stigme iznosila su $\lambda = .80$ do $.92$ u T1, $\lambda = .81$ do $.88$ u T2 te $\lambda = .80$ do $.95$ u T3. Zasićenja faktorom

⁷ Svi su testirani modeli imali visoke vrijednosti χ^2 testa i RMSEA te je to vjerojatno posljedica osjetljivosti pokazatelja na veličinu uzorka, broj stupnjeva slobode i broj varijabli u modelu (za detaljnije objašnjenje vidi Prilog 2).

percipirane izravne stigme iznosila su $\lambda = .74$ do $.92$ u T1, $\lambda = .69$ do $.91$ u T2 te $\lambda = .62$ do $.90$ u T3. Faktorska zasićenja drugog reda iznosila su $\lambda_{F1} = .80$ i $\lambda_{F2} = .94$ u T1, $\lambda_{F1} = .80$ i $\lambda_{F2} = .96$ u T2 te $\lambda_{F1} = .74$ i $\lambda_{F2} = .97$ u T3 (za više detalja vidi Prilog 2). ESEM analiza nije pokazala salijentna faktorska zasićenja čestica ne-ciljnim faktorom. Kao granična vrijednost za procjenu križnih zasićenja odabrana je $\lambda \geq .32$ (vidi Tabachnick i Fidell, 2013).

Internalizirana stigma. Zbog previsokih korelacija između pojedinih čestica skale, koje su ukazivale na multikolinearnost, odlučeno je da se tri ponašajne i jedna nova kognitivna čestica izbace. Na revidiranoj inačici skale s 22 čestice testirani su pretpostavljeni trofaktorski i jednofaktorski model koji nisu pokazali zadovoljavajuće pristajanje. S obzirom da su se korelacije između tri pretpostavljena faktora kretale oko $\Phi = .90$ te je ESEM analiza ukazivala na značajna višestruka zasićenja većeg broja čestica, testirali smo bifaktorski konfirmatorni i bifaktorski ESEM model s jednim općim i tri specifična faktora. Rezultati su ukazali na nekoliko problematičnih čestica koje su i nakon ekstrakcije općeg faktora pokazivale značajna višestruka zasićenja specifičnim faktorima te čestice koje su imale značajno zasićenje ne-ciljnim specifičnim faktorom uz nulto zasićenje ciljnim faktorom. Odlučeno je da se navedene čestice izbace što je rezultiralo prvom skraćenom inačicom skale koja se sastojala od 16 originalnih čestica, šest kognitivnih, šest afektivnih i četiri ponašajne. Na odabranim česticama ponovno je testiran bifaktorski model koji je pokazao dobro pristajanje te su izračunati hijerarhijski omega koeficijent pouzdanosti (ω_h), proporcija objašnjene zajedničke varijance (ECV) te indeks replikabilnosti konstrukta (H) za opći i tri specifična faktora. Svi pokazatelji ukazivali su na postojanje snažnog općeg faktora (u T1: ECV = .84; $\omega_h = .93$, $H = .97$; u T2: ECV = .87; $\omega_h = .95$, $H = .98$; u T3: ECV = .87; $\omega_h = .95$, $H = .97$), dok se za specifične faktore pokazalo da se ne radi o pouzdanim faktorima, već samo sadržajnim facetama. Postotak nekontaminiranih korelacija iznosio je PUC = .70 u sve tri točke. Prosječna relativna pristranost parametara, koja pokazuje u kojoj bi mjeri faktorska zasićenja odstupala kada bi se konstrukt modelirao kao jednodimenzionalan, iznosila je ARPB = .04 u T1, ARPB = .03 u T2 te ARPB = .02 u T3.

Na temelju svih navedenih pokazatelja zaključeno je da se konstrukt može modelirati kao jednodimenzionalan. Na razini čestica, većina je pokazala zasićenje primarno općim faktorom. Standardizirana zasićenja čestica općim faktorom kretala su se od $\lambda = .75$ do $.93$ za kognitivne čestice, $\lambda = .66$ do $.86$ za afektivne te $\lambda = .75$ do $.92$ za ponašajne. Proporcija objašnjene varijance na pojedinim česticama koja se može pripisati općem faktoru iznosila je IECV = .54 do 1.00 (za više detalja vidi Prilog 2). Najniža zasićenja općim faktorom te najvišu razinu višedimenzionalnosti pokazale su dvije afektivne čestice koje se sadržajno

preklapaju sa skalom DASS-21. Također je uočeno da neke kognitivne čestice pokazuju sadržajno preklapanje s percipiranom stigmom. U skupini kognitivnih čestica te su čestice imale najnižu proporciju varijance objašnjene općim faktorom. Zaključeno je da bi izbacivanje ovih čestica doprinijelo povećanju jednodimenzionalnosti skale te većoj konstruktnoj valjanosti, no odlučeno je da se čestice prvo dodatno provjere u modelu sa svim ispitanim konstruktima.

Kauzalne dimenzije atribucija. U sve tri točke ispitivanja provedene ESEM i konfirmatorne faktorske analize potvrdile su strukturu s tri nezavisna ali međusobno povezana faktora. U T1 je dobivena umjerena pozitivna korelacija između lokusa i osobne kontrole ($\Phi = .39, p < .001$) te negativna između stabilnosti i osobne kontrole ($\Phi = -.53, p < .001$). Međutim, u T2 i T3 ustanovljene su nešto niže korelacije između dimenzija kontrole i stabilnosti ($\Phi = -.34, p < .001$ u T2 i $\Phi = -.35, p < .001$ u T3) te značajna pozitivna korelacija između dimenzija lokusa i stabilnosti u T3 ($\Phi = .38, p < .001$). Sve su čestice pokazale značajna zasićenja svojim ciljnim faktorom. Faktorska zasićenja na dimenziji lokusa kretala su se od $\lambda = .49$ do $.83$ u T1, $\lambda = .51$ do $.72$ u T2 te $\lambda = .46$ do $.71$ u T3, na dimenziji osobne kontrole od $\lambda = .77$ do $.85$ u T1, $\lambda = .76$ do $.81$ u T2 te $\lambda = .71$ do $.86$ u T3, a na dimenziji stabilnosti od $\lambda = .65$ do $.90$ u T1, $\lambda = .59$ do $.78$ u T2 te $\lambda = .66$ do $.85$ u T3 (sva faktorska zasićenja navedena su u Prilogu 2). Faktorska zasićenja na dimenziji lokusa nešto su niža u odnosu na druge dvije dimenzije, no ovakvi su rezultati u skladu s nekim ranijim nalazima (vidi npr. McAuley i sur., 1992; Prosoli i sur., 2021). Konfirmatorni modeli pokazali su zadovoljavajuće pristajanje (u T1: $\chi^2(24) = 33.24, p = .099; \chi^2/df = 1.4; CFI = .986; TLI = .979; RMSEA = .035, 90 \% CI [.00, .062], SRMR = .040$; u T2: $\chi^2(24) = 42.16, p = .012; \chi^2/df = 1.8; CFI = .961; TLI = .941; RMSEA = .052, 90 \% CI [.024, .078], SRMR = .055$; u T3: $\chi^2(24) = 30.90, p = .157; \chi^2/df = 1.3; CFI = .983; TLI = .975; RMSEA = .036, 90 \% CI [.00, .070], SRMR = .042$), a ESEM modeli nisu ukazivali na salijentna višestruka zasićenja čestica.

Negativna emocionalna stanja. Korelacije između čestica skale DASS-21 kretale su se između $.33$ i $.84$. S obzirom da se pokazalo da nema multikolinearnosti, faktorske su analize provedene na svim česticama. Testirano je nekoliko ugniježđenih modela: jednofaktorski, trofaktorski, hijerarhijski, bifaktorski te ESEM model. Svi su modeli pokazali relativno dobro pristajanje (za više detalja vidi Prilog 2). Pretpostavljeni trofaktorski model pokazao je nešto bolje pristajanje nego jednofaktorski, međutim, ustanovljene su vrlo visoke korelacije između tri faktora ($\Phi = .83$ do $.91$ u T1, $\Phi = .82$ do $.94$ u T2 te $\Phi = .82$ do $.92$ u T3). Da bismo dobili jasniji uvid u dimenzionalnost skale testirani su bifaktorski modeli koji su u sve tri točke

mjerenja ukazivali na postojanje snažnog i pouzdanog općeg faktora ($ECV = .84$ do $.85$, $\omega_h = .93$ do $.94$, $H = .97$ do $.98$). Višedimenzionalnost je u manjoj mjeri uočena na česticama na supskalama depresivnosti i anksioznosti, no pokazalo se da je specifični faktori ne zahvaćaju pouzdano. Prosječna relativna pristranost parametara u odnosu na procjene dobivene jednofaktorskim modelom iznosila je 3 do 4 %, što ukazuje da se skala može rabiti kao jednodimenzionalna. S obzirom da su rezultati bifaktorskih modela ukazivali na jednodimenzionalnost, a jednofaktorski model je pokazao relativno dobro pristajanje u sve tri točke mjerenja (u T1: $\chi^2(189) = 347.13$, $p < .001$; $\chi^2/df = 1.8$; CFI = .974; TLI = .971; RMSEA = .051, 90 % CI [.043, .060], SRMR = .057; u T2: $\chi^2(189) = 396.21$, $p < .001$; $\chi^2/df = 2.1$; CFI = .967; TLI = .963; RMSEA = .063, 90 % CI [.054, .072], SRMR = .061; u T3: $\chi^2(189) = 364.09$, $p < .001$; $\chi^2/df = 1.9$; CFI = .975; TLI = .973; RMSEA = .065, 90 % CI [.055, .076], SRMR = .060), odlučeno je da se prihvati parsimoničnije jednofaktorsko rješenje. Standardizirana faktorska zasićenja dobivena procjenom jednofaktorskog modela kretala su se između .61 i .88 ($SE = .02$ do $.05$) u T1, .64 i .91 ($SE = .02$ do $.05$) u T2 te .68 i .89 u T3 ($SE = .02$ do $.06$).

Nakon što su za svaki mjerni instrument provjerene njihove psihometrijske karakteristike i faktorska struktura te učinjene potrebne preinake, testirali smo ESEM model sa svim ispitanim konstruktima kako bismo provjerili da čestice indikatori jednog konstrukta nisu značajno zasićene nekim drugim konstruktom u modelu samostigmatizacije. Provjere latentne strukture mjernih instrumenata pokazale su da se skala DASS-21 i Revidirana skala pridružene stigme mogu rabiti kao jednodimenzionalne te smo stoga za negativna emocionalna stanja i internaliziranu stigmdu definirali jednofaktorske mjerne modele u kojem su sve čestice sa skale zasićene jednim latentnim faktorom. Međutim, za percipiranu stigmdu prihvaćen je hijerarhijski model. Da bismo testirali ESEM model sa svim ispitanim konstruktima od kojih jedan ima hijerarhijsku strukturu, pokušali smo provesti ESEM u okviru konfirmatorne faktorske analize, međutim, kao što je ranije navedeno, model je pokazao probleme s konvergencijom. Stoga smo i konstrukt percipirane stigme odlučili modelirati kao jednodimenzionalan. Ranije testirani bifaktorski modeli pokazali su da se prosječna relativna pristranost parametara u slučaju da se konstrukt modelira kao jednodimenzionalan kreće od 8 – 12 % (prema Muthén i sur., 1987 prihvatljivo je 10 – 15 %). Također, s obzirom da je konačni cilj istraživanja ispitati odnose između nadređenog

konstrukta percipirane stigme i ostalih konstrukata u modelu, smatrali smo da je ovo prihvatljivije rješenje nego da smo u model uvrstili dvije subdimenzije percipirane stigme. Testirani model imao je šest latentnih konstrukata koji su mogli slobodno korelirati. Konstrukat percipirane stigme bio je određen s osam čestica iz Revidirane skale obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca, tri dimenzije atribucija, lokus, kontrola i stabilnost uzroka, bile su određene s po tri čestice s odgovarajuće CDS-II supskale, konstrukat internalizirane stigme sa 16 čestica iz Revidirane skale pridružene stigme, a negativna emocionalna stanja s 21 česticom sa skale DASS-21. Za svaku su česticu osim zasićenja ciljnim faktorom bila procijenjena i križna zasićenja drugim konstruktima u modelu.

Rezultati dobiveni na podacima iz T1 pokazali su da dvije kognitivne čestice iz Revidirane skale pridružene stigme imaju značajna veća zasićenja ($\lambda > .40$) faktorom percipirane stigme. Radi se o česticama „Drugi ljudi bi me diskriminirali da sam sa svojim djetetom koje ima jezični poremećaj.“ te „Drugi ljudi me negativno vrednuju kada sam sa svojim djetetom koje ima jezični poremećaj.“ Iz samog sadržaja ovih dviju čestica može se uočiti preklapanje s konstruktom percipirane stigme. Rezultati bifaktorskih modela također su ukazivali na nešto veću višedimenzionalnost na ovim česticama. Neuključivanje kovarijancije između indikatora različitih konstrukata u modelu u kasnijim bi analizama dovelo do iskrivljene procjene odnosa između percipirane i internalizirane stigme (za detaljniju raspravu vidi Moshagen, 2021), stoga je odlučeno da se navedene čestice izbacе iz daljnjih analiza. Kao što je ranije navedeno, i za dvije afektivne čestice iz Revidirane skale pridružene stigme uočena je veća razina višedimenzionalnosti u odnosu na ostale čestice. Radi se o česticama „Osjećam se tužno zato što imam dijete s jezičnim poremećajem.“ te „Pod velikim sam pritiskom zato što imam dijete s jezičnim poremećajem.“ Proporcija varijance objašnjena općim faktorom, dobivena procjenom bifaktorskog modela na transverzalnim podacima iz tri točke mjerenja, kretala se između .54 i .69 za prvu česticu te .58 i .82 za drugu česticu. Također, može se uočiti da se ove čestice u određenoj mjeri sadržajno preklapaju sa skalom DASS-21. Iako ove čestice nisu pokazale veća križna zasićenja s drugim konstruktima u modelu, ipak smo ih odlučili izbaciti kako bismo dobili čišću jednodimenzionalnu mjeru internalizirane stigme (vidi npr. Stucky i Edelen, 2015). Navedene čestice izbacivane su jedna po jedna te je svaki put ponovno procijenjen ESEM model kako bi se provjerila nova zasićenja. Konačni ESEM model dodatno je provjeren na podacima iz T2 i T3.

Nakon ovih dodatnih provjera i preinaka oblikovana je konačna inačica Revidirane skale pridružene stigme koja se sastoji od 12 čestica ravnomjerno grupiranih u tri sadržajne facete. Dobro pristajanje jednofaktorskog modela (u T1: $\chi^2(54) = 159.94$, $p < .001$; $\chi^2/df = 3.0$;

CFI = .987; TLI = .984; RMSEA = .077, 90 % CI [.064, .091]; SRMR = .036; u T2: $\chi^2(54) = 126.50$, $p < .001$; $\chi^2/df = 2.3$; CFI = .991; TLI = .990; RMSEA = .069, 90 % CI [.054, .085]; SRMR = .034; u T3: $\chi^2(54) = 115.02$, $p < .001$; $\chi^2/df = 2.1$; CFI = .989; TLI = .987; RMSEA = .072, 90 % CI [.054, .090]; SRMR = .035) dodatno je potvrdilo da smo učinjenim preinakama dobili jednodimenzionalnu mjeru konstrukta roditeljske internalizirane stigme. Standardizirana faktorska zasićenja čestica kretala su se od $\lambda = .75$ do .92 ($SE = .02$ do .03) u T1, $\lambda = .76$ do .94 ($SE = .02$ do .03) u T2 te $\lambda = .76$ do .92 ($SE = .02$ do .04) u T3 (vidi Prilog 3). Korelacija između ukupnog rezultata na originalnoj skali (22 originalne čestice) i skraćenoj inačici skale (12 čestica) iznosila je $r = .98$ ($p < .001$) na podacima iz T1 i T3 te $r = .99$ ($p < .001$) na podacima iz T2. Distribucije rezultata dobivene na originalnoj i skraćenoj inačici skale su gotovo identične. Korelacije ukupnog rezultata na skraćenoj inačici skale s rezultatom na Revidiranoj skali obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca i rezultatom na skali DASS-21 bile su slične korelacijama koje se dobivaju za originalnu inačicu skale (vidi Tablicu 3). Također, kao što je ranije navedeno, skraćena inačica skale pokazala je vrlo visoku pouzdanost.

Tablica 3. Deskriptivni podaci i korelacije Revidirane skale pridružene stigme s originalnom skalom te Revidiranom skalom obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca i skalom DASS-21

	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>min, max</i>	<i>ASS-12</i>	<i>DCFS-R</i>	<i>DASS-21</i>
T1						
ASS-22	1.5	0.4	1.0, 3.0	.98***	.54***	.39***
ASS-12	1.4	0.4	1.0, 2.8	-	.49***	.38***
DCFS-R	1.9	0.5	1.0, 3.8		-	.24***
DASS-21 ^a	0.4	0.4	0, 2.8			-
T2						
ASS-22	1.4	0.5	1.0, 3.0	.99***	.57***	.43***
ASS-12	1.4	0.5	1.0, 3.0	-	.55***	.41***
DCFS-R	1.9	0.6	1.0, 4.0		-	.33***
DASS-21 ^a	0.4	0.4	0, 2.4			-
T3						
ASS-22	1.4	0.5	1.0, 2.9	.98***	.59***	.46***
ASS-12	1.4	0.5	1.0, 2.9	-	.58***	.45***
DCFS-R	1.9	0.6	1.0, 4.0		-	.34***
DASS-21 ^a	0.5	0.5	0, 2.3			-

Napomena. ASS-22 = originalna Skala pridružene stigme (22 originalne čestice); ASS-12 = Revidirana skala pridružene stigme (skraćena inačica s 12 čestica); DCFS-R = Revidirana skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca; DASS-21 = Skala depresivnosti, anksioznosti i stresa;

^aSkala 0 do 3 (svi ostali mjerni instrumenti imaju skalu 1 do 4);

*** $p < .001$.

Kreiranje parcela i provjera statističkih preduvjeta za analize

Da bismo za provedbu daljnjih analiza dobili povoljniji omjer broja varijabli i sudionika, čestice smo objedinili u manji broj parcela. Kreiranje parcela opravdano je jedino ako su konstrukti jednodimenzionalni, odnosno u slučaju višedimenzionalnih konstrukata ako su čestice unutar pojedine parcele jednodimenzionalne (Bagozzi i Heatherton, 1994; Little i sur., 2002; Little i sur., 2013; Marsh i sur., 2013), zbog čega je iznimno važno dobro poznavanje faktorske strukture. Na temelju provedenih validacijskih predanaliza zaključeno je da se Revidirana skala pridružene stigme (mjera internalizirane stigme) te skala DASS-21 (mjera negativnih emocionalnih stanja) mogu rabiti kao jednodimenzionalne. Za konstrukt percipirane stigme podaci su ukazivali na hijerarhijsku strukturu s dva faktora nižeg reda i nadređenim općim faktorom, no dvije su subdimenzije pokazale zadovoljavajuću jednodimenzionalnost (pojedine čestice nisu imale značajna veća višestruka faktorska zasićenja). Za kreiranje parcela odabrali smo pristup homogenog parceliranja (vidi npr. Bagozzi i Heatherton, 1994; Hall i sur., 1999; Little i sur., 2013; Marsh i sur., 2013), odnosno parcela reprezentativnih za facete (eng. *facet-representative parceling*).

Homogeno parceliranje temelji se na grupiranju konceptualno sličnih čestica u iste parcele, što rezultira pouzdanijim indikatorima konstrukta (Bandalos i Finney, 2001). Homogene parcele sastoje se od čestica koje dijele specifičnu varijancu te stoga svaka parcela odražava jednu facetu ili subdimenziju mjerenog konstrukta. Budući da ova metoda omogućuje odvajanje specifične varijance podfaktora i ekstrahiranje prave varijance konstrukta višeg reda (za detaljniju raspravu vidi Cole i sur., 2016; Little i sur., 2013), prikladna je za parceliranje višedimenzionalnih konstrukata kada je cilj zahvatiti latentni konstrukt koji odražava opći faktor zajednički svim supskalama. Dakle, u ovom slučaju ekstrahirani latentni konstrukt sadržavat će varijancu koja je zajednička svim facetama, odnosno subdimenzijama. Parcele smo kreirali kao prosječne rezultate na pojedinim supskalama svakog mjernog instrumenta. Za konstrukt percipirane stigme kreirali smo dvije parcele koje odražavaju dvije subdimenzije percipirane stigme, izravnu i neizravnu, za konstrukt internalizirane stigme tri parcele koje predstavljaju tri sadržajne facete, kognitivnu, afektivnu i ponašajnu, te za negativna emocionalna stanja tri parcele koje predstavljaju tri sadržajne facete, depresivnost, anksioznost i stres.

Od 329 sudionika u T1, podaci za percipiranu stigmu bili su dostupni za 323 sudionika (od toga 1.55 % ima nepotpune podatke), za internaliziranu stigmu za 322 sudionika (od toga 2.48 % ima nepotpune podatke), a za negativna emocionalna stanja za 315 sudionika (od toga

5.40 % ima nepotpune podatke). Od 275 sudionika u T2 podaci za percipiranu stigmu bili su dostupni za 268 sudionika (od toga 2.99 % ima nepotpune podatke), za internaliziranu stigmu za 272 sudionika (od toga 1.10 % ima nepotpune podatke), a za negativna emocionalna stanja za 268 sudionika (od toga 5.60 % ima nepotpune podatke). Od 225 sudionika u T3 za percipiranu stigmu podaci su bili dostupni za 215 sudionika (od toga 0.93 % ima nepotpune podatke), za internaliziranu stigmu za 217 sudionika (od toga 1.84 % ima nepotpune podatke), a za negativna emocionalna stanja za 214 sudionika (od toga 6.08 % ima nepotpune podatke). Dakle, nekoliko sudionika nije odgovorilo na sve čestice unutar pojedinih parcela, no vrijednosti koje nedostaju ravnomjerno su raspoređene po česticama te je njihov ukupni udio manji od 1 %. Stoga su parcele kreirane na način da je za svakog sudionika izračunat njegov prosječni rezultat na temelju dostupnih odgovora, bez obzira na koliko je čestica odgovorio (vidi Newman, 2014). Parcele indikatori percipirane i internalizirane stigme dobivene su kao prosjek odgovora na četiri čestice s odgovarajuće supskale, a parcele indikatori negativnih emocionalnih stanja kao prosjek odgovora na sedam čestica s odgovarajuće supskale. S obzirom da su dimenzije atribucija mjerene sa samo tri čestice, za ove konstrukte nismo kreirali parcele, nego su kao indikatori latentnih konstrukata rabljene pojedinačne čestice. Podaci su bili dostupni za 303 sudionika (pri čemu 7.59 % ima nepotpune podatke) u T1, za 270 sudionika (pri čemu 6.30 % ima nepotpune podatke) u T2 te za 217 sudionika (pri čemu 3.69 % ima nepotpune podatke) u T3. Udio vrijednosti koje nedostaju na supskali lokusa uzroka iznosio je između 0.77 % i 2.96 %, na supskali osobne kontrole između 0.31 % i 1.61 %, a na supskali stabilnosti uzroka između 0.61 % i 2.53 %.

Nakon kreiranja parcela na novim su varijablama provjerene distribucije rezultata te je provjereno postoje li ekstremni rezultati koji bi mogli utjecati na procjene parametara u statističkim modelima. Distribucije rezultata na indikatorima percipirane i internalizirane stigme te dimenzija atribucija ukazivale su na manja odstupanja od normalne distribucije, no na indikatorima negativnih emocionalnih stanja uočena su nešto veća odstupanja. Za provjeru ekstremnih rezultata na pojedinim varijablama odabrana je granična z-vrijednost od $z = \pm 3.29$. Vrlo mali broj rezultata prelazio je navedenu vrijednost: po jedan na varijablama neizravne percipirane stigme iz T2 i T3, izravne percipirane stigme iz T2 i T3, kognitivnog aspekta internalizirane stigme iz T1 i T2, ponašajnog aspekta internalizirane stigme iz T3, stresa iz T2 te depresivnosti iz T3, po dva na varijablama ponašajnog aspekta internalizirane stigme iz T2, kognitivnog aspekta internalizirane stigme iz T3, stresa iz T1 i anksioznosti iz T2, po tri na varijablama neizravne percipirane stigme iz T1 i depresivnosti iz T2, po pet na varijabli anksioznosti iz T1 i T3 te šest na varijabli depresivnosti iz T1. Svi su rezultati bili unutar

teoretskog raspona rezultata. S obzirom na mali udio ekstremnih vrijednosti na pojedinim varijablama, pri čemu isti sudionik nije imao ekstremni rezultat na više od četiri različite varijable, za daljnje smo analize odlučili zadržati odgovore svih sudionika.

Osim ekstremnih vrijednosti na pojedinim varijablama, provjerili smo i postoje li multivarijatni ekstremni rezultati koji proizlaze iz neobične kombinacije rezultata na većem broju varijabli. Kako bismo identificirali utjecajne multivarijatne ekstremne rezultate, odnosno one koji bi u daljnjim analizama mogli utjecati na procjenu parametara u modelu, izračunali smo generaliziranu Cookovu udaljenost (Aguinis i sur., 2013; Pek i MacCallum, 2011), indikator koji pokazuje u kojoj mjeri će rezultati nekog sudionika utjecati na procjenu parametara. Na temelju grafičkog prikaza identificirana su tri sudionika s vrijednošću Cookove udaljenosti koja je značajno odstupala od ostalih. Uvidom u njihove rezultate uočeni su neobični obrasci odgovora (primjerice, odgovori su ukazivali na višu razinu percipirane stigme u T1, vrlo nisku u T2 te ponovno visoku u T3 i sl). Stoga smo ova tri sudionika odlučili isključiti iz daljnjih analiza te je obrada podataka provedena na uzorku od ukupno 380 sudionika. Ukupno 322 (84.74 %) sudionika imalo je podatke za barem jedan ispitani konstrukt u T1, 272 (71.58 %) u T2 te 220 (57.89 %) u T3 (za više detalja vidi Tablicu 4).

Tablica 4. Stopa odgovaranja u pojedinim točkama ispitivanja (ukupni $N = 380$)

	T1		T2		T3	
	<i>f</i>	%	<i>f</i>	%	<i>f</i>	%
Odgovorili, barem djelomično, na sve mjerne instrumente	294	77.37	254	66.84	207	54.47
Nisu odgovorili na neke mjerne instrumente	28	7.37	18	4.74	13	3.42
Nisu odgovorili niti na jedan mjerni instrument	4	1.05	0	0	2	0.53
Nisu sudjelovali u navedenoj točki ispitivanja	54	14.21	108	28.42	158	41.58

Kreiranjem parcela dobili smo ukupno 51 manifestnu varijablu (17 varijabli x 3 točke mjerenja). U konačnom uzorku 139 (36.58 %) sudionika imalo je podatke na svim manifestnim varijablama. Ukupni udio podataka koji nedostaju iznosi 31.51 %, a Littleov (1988) MCAR test ukazuje da podaci nedostaju po slučaju ($\chi^2(2087) = 1962.01, p = .975$). U Tablici 5 prikazani su deskriptivni pokazatelji i pouzdanosti (koeficijenti Cronbachov α i McDonaldov ω) za kreirane parcele, indikatore percipirane i internalizirane stigme te negativnih emocionalnih stanja, a u Tablici 6 deskriptivni pokazatelji za indikatore lokusa, kontrole i stabilnosti uzroka djetetova poremećaja. Kao što je vidljivo iz tablica, jedino se na varijablama depresivnosti i anksioznosti mogu uočiti veće asimetrije i spljoštenosti, međutim,

one su i dalje unutar prihvatljivih vrijednosti (simetričnost < 3, spljoštenost < 10) za planirane analize (vidi npr. Kline, 2010).

Tablica 5. Deskriptivni pokazatelji i pouzdanosti za kreirane parcele ($N_1 = 326$; $N_2 = 272$; $N_3 = 222$)

Varijabla	<i>M</i>	<i>SD</i>	simetričnost	spljoštenost	α^b	ω
Neiz-ps T1	1.85	0.56	0.50	0.78	.92	.92
Neiz-ps T2	1.87	0.59	0.38	0.17	.91	.91
Neiz-ps T3	1.80	0.62	0.58	0.26	.93	.93
Izr-ps T1	1.93	0.56	0.06	-0.23	.87	.87
Izr-ps T2	2.00	0.60	0.12	-0.05	.87	.88
Izr-ps T3	1.97	0.61	0.19	0.13	.88	.88
Kog-is T1	1.32	0.43	1.11	0.24	.93	.93
Kog-is T2	1.32	0.46	1.38	1.21	.93	.94
Kog-is T3	1.32	0.46	1.44	1.44	.92	.93
Afe-is T1	1.61	0.58	0.69	-0.37	.87	.88
Afe-is T2	1.54	0.58	0.93	-0.02	.91	.92
Afe-is T3	1.54	0.56	0.78	-0.32	.88	.88
Pon-is T1	1.37	0.46	0.89	-0.56	.89	.90
Pon-is T2	1.34	0.46	1.32	1.07	.90	.92
Pon-is T3	1.34	0.47	1.37	1.21	.92	.93
Dep T1 ^a	0.37	0.47	2.18	6.29	.93	.93
Dep T2 ^a	0.35	0.44	2.07	6.13	.95	.95
Dep T3 ^a	0.42	0.49	1.60	2.24	.95	.95
Anx T1 ^a	0.25	0.40	2.14	4.87	.92	.92
Anx T2 ^a	0.27	0.37	1.69	2.59	.91	.91
Anx T3 ^a	0.32	0.47	2.24	5.63	.94	.94
Str T1 ^a	0.67	0.57	1.03	1.05	.94	.94
Str T2 ^a	0.61	0.50	0.62	0.15	.94	.94
Str T3 ^a	0.71	0.57	0.67	0.12	.94	.95

Napomena. Neiz-ps = percipirana neizravna stigma; Izr-ps = percipirana izravna stigma; Kog-is = kognitivni aspekt internalizirane stigme; Afe-is = afektivni aspekt internalizirane stigme; Pon-is = ponašajni aspekt internalizirane stigme; Dep = depresivnost; Anx = anksioznost; Str = stres;

^a Skala od 0 do 3 (sve ostale varijable mjerene su na skali od 1 do 4); ^b Ordinalni alfa koeficijent unutarnje konzistencije izračunat na matrici polihoričnih korelacija.

Tablica 6. Deskriptivni pokazatelji za čestice skale CDS-II i pouzdanosti za tri supskale ($N_1 = 326$; $N_2 = 272$; $N_3 = 222$)

Varijabla	<i>M</i>	<i>SD</i>	simetričnost	spljoštenost	α	ω
Lokus T1						
cds1	2.99	2.43	1.04	0.004		
cds5	3.47	2.63	0.72	-0.64	.63	.64
cds7	4.85	2.71	0.08	-1.06		
Kontrola T1						
cds2	4.43	3.08	0.22	-1.46		
cds4	5.09	2.97	-0.07	-1.43	.84	.85
cds8	3.98	2.87	0.44	-1.17		
Stabilnost T1						
cds3	4.20	2.93	0.46	-1.16		
cds6	3.88	2.75	0.56	-0.90	.83	.83
cds9	4.03	2.91	0.51	-1.07		
Lokus T2						
cds1	3.14	1.92	0.53	-0.50		
cds5	2.94	2.16	0.97	0.15	.64	.64
cds7	4.30	2.02	0.09	-0.13		
Kontrola T2						
cds2	3.75	2.56	0.57	-0.80		
cds4	4.72	2.79	0.14	-1.25	.82	.82
cds8	3.82	2.49	0.49	-0.80		
Stabilnost T2						
cds3	3.89	2.49	0.58	-0.57		
cds6	4.01	2.42	0.51	-0.50	.77	.78
cds9	3.81	2.25	0.53	-0.33		
Lokus T3						
cds1	3.09	2.00	0.66	-0.18		
cds5	2.85	2.15	1.17	0.75	.62	.64
cds7	4.33	2.09	0.001	-0.43		
Kontrola T3						
cds2	3.87	2.80	0.52	-1.09		
cds4	4.99	2.66	-0.04	-1.17	.82	.82
cds8	3.69	2.47	0.59	-0.72		
Stabilnost T3						
cds3	4.13	2.58	0.38	-0.90		
cds6	3.92	2.41	0.49	-0.67	.76	.77
cds9	4.20	2.48	0.45	-0.65		

Napomena. Skala od 1 do 9.

Korelacije između manifestnih varijabli indikatora istog konstrukta kretale su se za lokus uzroka između .24 i .41 u T1, .32 i .43 u T2 te .27 i .47 u T3, za kontrolu uzroka između .62 i .66 u T1, .60 i .62 u T2 te .51 i .66 u T3, za stabilnost uzroka između .55 i .70 u T1, .48 i .61 u T2 te .42 i .59 u T3, za negativna emocionalna stanja između .71 i .79 u T1, .68 i .76 u T2 te .70 i .81 u T3, za internaliziranu stigmatu između .73 i .79 u T1, .76 i .86 u T2 te .74 i .80 u T3, dok su za percipiranu stigmatu iznosile .67 u T1, .70 u T2 te .64 u T3. Što se tiče korelacija između manifestnih varijabli indikatora različitih konstrukata, visina značajnih korelacija kretala se između $|.12|$ i $|.48|$ u T1, $|.12|$ i $|.52|$ u T2 te $|.14|$ i $|.57|$ u T3. Dobivene korelacije između indikatora različitih konstrukata niže su od korelacija između indikatora istog konstrukta. Osim unutar iste vremenske točke, dobivene su i korelacije između manifestnih varijabli mjerenih u različitim vremenskim točkama, no one su u pravilu nešto niže nego korelacije između istih parova varijabli mjerenih u istoj vremenskoj točki. Očekivano, za pojedine manifestne varijable najvišima su se pokazale autokorelacije kroz različite vremenske točke, zatim korelacije s drugim indikatorima istog konstrukta mjerenima u različitim vremenskim točkama te na kraju korelacije s indikatorima drugih konstrukata. Korelacije između indikatora percipirane stigme, internalizirane stigme i negativnih emocionalnih stanja bile su pozitivne i većinom značajne kroz sve tri vremenske točke, dok su korelacije između indikatora atribucija i drugih konstrukata uglavnom neznačajne.

Da bismo provjerili postoji li multikolinearnost između manifestnih varijabli, izračunata su dva indikatora, tolerancija i faktor inflacije (VIF). Tolerancija se odnosi na proporciju ukupne standardizirane varijance pojedine varijable koju nije moguće objasniti pomoću preostalih varijabli te je poželjno da ne bude manja od .10. Faktor inflacije predstavlja omjer ukupne standardizirane varijance i unikatnog dijela varijance (tolerancije) pojedine varijable te je poželjno da ne iznosi više od 10 (Kline, 2010). Da bismo izračunali ove indikatore provedene su regresijske analize u kojima je svaka manifestna varijabla definirana kao kriterij, a preostalih 50 kao prediktori. Indeks tolerancije izračunat je prema formuli $1-R^2_{kor}$, a faktor inflacije prema formuli $1/(1-R^2_{kor})^8$ (Kline, 2010). Sve vrijednosti indeksa tolerancije bile su iznad .10, a sve vrijednosti faktora inflacije ispod 10 te je stoga zaključeno da nema ekstremne multikolinearnosti. Najniža vrijednost tolerancije (.13) te najviša vrijednost faktora inflacije (7.63) pronađena je za varijablu kognitivni aspekt internalizirane stigme iz T2. Upravo je ova varijabla imala najvišu korelaciju s nekom drugom manifestnom varijablom. Radi se o korelaciji s ponašajnim aspektom internalizirane stigme u

⁸ R^2_{kor} = korigirani koeficijent multiple determinacije

T2 koja iznosi $r = .86$. To je jedina korelacija koja prelazi vrijednost od $r = .85$, no radi se o indikatorima istog konstrukta.

Mjerni modeli

U sljedećem su koraku testirani mjerni modeli, zasebno u tri točke mjerenja. Definiran je model sa šest latentnih konstrukata, od kojih je svaki određen s tri manifestne varijable, osim percipirane stigme koja ima dva indikatora. Kao što je ranije navedeno, zbog nezadovoljenosti preduvjeta multivarijatne normalnosti za procjenu parametara odabrali smo metodu MLR, a podaci koji nedostaju tretirani su pomoću FIML. U sve tri točke mjerenja model je pokazao odlično pristajanje podacima (u T1: $\chi^2(104) = 142.09$, $p = .008$; $\chi^2/df = 1.4$; CFI = .98; TLI = .98; RMSEA = .034, 90 % CI [.018, .047]; SRMR = .039; u T2: $\chi^2(104) = 155.49$, $p < .001$; $\chi^2/df = 1.5$; CFI = .97; TLI = .96; RMSEA = .043, 90 % CI [.028, .056]; SRMR = .047; u T3: $\chi^2(104) = 153.79$, $p = .001$; $\chi^2/df = 1.5$; CFI = .96; TLI = .95; RMSEA = .047, 90 % CI [.030, .062]; SRMR = .048). Svi su indikatori pokazali značajna zasićenja svojim ciljnim faktorom. Sva standardizirana faktorska zasićenja bila su veća od $\lambda = .50$, osim zasićenja dva indikatora lokusa uzroka koja su bila nešto niža, ali blizu granične vrijednosti (za prvu česticu sa supskale lokusa zasićenje je iznosilo $\lambda = .49$ u T1 te za treću česticu $\lambda = .49$ u T1 i $\lambda = .46$ u T3). Standardne pogreške za faktorska zasićenja kretale su se od $SE = .02$ do $.08$ u T1 te $SE = .02$ do $.10$ u T2 i T3. Korelacije između latentnih konstrukata kretale su se od $\Phi = .01$, $p = .872$ do $\Phi = .59$, $p < .001$ u T1, od $\Phi = .06$, $p = .431$ do $\Phi = .63$, $p < .001$ u T2 te od $\Phi = .04$, $p = .651$ do $\Phi = .69$, $p < .001$ u T3. Niti jedna korelacija između latentnih faktora u modelu nije prelazila vrijednost od $\Phi = .85$, što ukazuje na zadovoljavajuću diskriminativnu valjanost šest konstrukata (Cohen i sur., 2003).

Prihvaćeni modeli iz pojedinačnih točaka zatim su spojeni u longitudinalni model na način da su definirane korelacije između istog konstrukta kroz vrijeme (između T1 i T2, T2 i T3 te T1 i T3) te između različitih konstrukata unutar istih te između različitih vremenskih točaka. Također, definirane su autokorelacije između reziduala na istim indikatorima kroz vrijeme (između T1 i T2, T2 i T3 te T1 i T3). Time smo definirali konfiguralni model koji će biti osnova za test vremenske mjerne invarijantnosti. Model je pokazao dobro pristajanje podacima: $\chi^2(1020) = 1501.25$, $p < .001$, $\chi^2/df = 1.5$, CFI = .94, TLI = .92, RMSEA = .035, 90 % CI [.031, .039], SRMR = .055. U Tablici 7 prikazana su standardizirana faktorska zasićenja i njihove pripadajuće standardne pogreške dobiveni procjenom longitudinalnog konfiguralnog modela, a u Tablici 8 korelacije između svih latentnih faktora. Korelacije između istog

konstrukta kroz tri točke mjerenja kretale su se od $\Phi = .83$ do $.87$ za percipiranu stigm, od $\Phi = .73$ do $.78$ za internaliziranu stigm te od $\Phi = .68$ do $.72$ za negativna emocionalna stanja. Korelacije za pojedine dimenzije atribucija u pravilu su se pokazale nižima. Autokorelacije za lokus uzroka kretale su se od $\Phi = .34$ do $.58$, za kontrolu uzroka od $\Phi = .52$ do $.64$, a za stabilnost uzroka od $\Phi = .46$ do $.71$. Tri dimenzije atribucija nisu međusobno nezavisne, već su ustanovljene značajne korelacije između pojedinih dimenzija. Korelacije između lokusa uzroka i kontrole mjerenih u istoj točki kretale su se od $\Phi = .32$ do $.40$, a pronađene su i značajne korelacije u visini od $\Phi = .19$ do $.31$ između lokusa i kontrole iz različitih vremenskih točaka (jedine neznajne korelacije su između kontrole iz T1 i lokusa iz T3 te lokusa iz T1 i kontrole iz T2). Korelacije između kontrole i stabilnosti uzroka unutar iste vremenske točke kretale su se od $\Phi = -.27$ do $-.53$, a između različitih točaka od $\Phi = -.19$ do $-.36$ (jedina neznajna korelacija je između kontrole iz T2 i stabilnosti iz T3). Između lokusa i stabilnosti uzroka pronađena je značajna korelacija jedino u T3 ($\Phi = .37$), ali i između stabilnosti iz T1 te lokusa iz T3 ($\Phi = .32$). Između konstrukata percipirane stigme, internalizirane stigme i negativnih emocionalnih stanja pronađene su značajne pozitivne korelacije unutar i između svih točaka mjerenja. S druge strane, između atribucija i ostalih konstrukata u modelu dobivene su neznajne ili niske korelacije (u rasponu $\Phi = |.14 - .30|$). Najviše korelacije pronađene su između percipirane i internalizirane stigme.

Tablica 7. Standardizirana faktorska zasićenja i njihove standardne pogreške dobiveni procjenom longitudinalnog konfiguralnog modela ($N = 380$)

Manifestna varijabla	T1		T2		T3	
	λ	SE	λ	SE	λ	SE
Percipirana stigma						
Neiz-ps	.93	.04	.89	.04	.87	.04
Izr-ps	.72	.05	.79	.05	.75	.05
Lokus						
cds1	.49	.09	.57	.11	.61	.08
cds5	.85	.10	.75	.17	.76	.07
cds7	.47	.08	.51	.11	.48	.10
Kontrola						
cds2	.77	.04	.75	.05	.86	.04
cds4	.81	.04	.78	.04	.75	.05
cds8	.83	.04	.81	.04	.72	.06
Stabilnost						
cds3	.80	.04	.75	.05	.70	.07
cds6	.66	.06	.62	.07	.71	.06
cds9	.87	.03	.80	.05	.80	.06
Internalizirana stigma						
Kog-is	.89	.02	.93	.02	.87	.03
Afe-is	.83	.03	.82	.03	.87	.03
Pon-is	.88	.02	.93	.02	.90	.02
Negativna emocionalna stanja						
Dep	.88	.03	.84	.03	.88	.03
Anx	.82	.03	.83	.03	.79	.04
Str	.90	.02	.90	.02	.93	.03

Napomena. Neiz-ps = percipirana neizravna stigma; Izr-ps = percipirana izravna stigma; Kog-is = kognitivni aspekt internalizirane stigme; Afe-is = afektivni aspekt internalizirane stigme; Pon-is = ponašajni aspekt internalizirane stigme; Dep = depresivnost; Anx = anksioznost; Str = stres.

Tablica 8. Korelacije između latentnih varijabli u konfigurálnom modelu ($N = 380$)

Varijabla	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1. PS T1	.83***	.87***	-.05	-.002	.20*	-.15*	-.07	.05	.12	.13	.08	.56***	.56***	.60***	.23**	.29***	.28***
2. PS T2	-	.85***	-.03	.04	.25**	-.10	-.12	-.02	.14	.17*	.10	.57***	.63***	.64***	.31***	.38***	.32***
3. PS T3		-	-.10	-.04	.19*	-.22**	-.17*	.03	.14	.14	.17	.57***	.59***	.70***	.32***	.36***	.43***
4. LOK T1			-	.42**	.34**	.40***	.13	.27**	-.02	.05	-.08	.01	.004	.04	-.02	.05	-.03
5. LOK T2				-	.58***	.23*	.40***	.31**	.13	.20	.12	.18*	.15	.11	.08	.09	.04
6. LOK T3					-	.15	.19*	.32**	.32**	.21	.37**	.19*	.16	.25**	.27*	.20*	.15
7. KON T1						-	.56***	.52***	-.53***	-.36***	-.19*	-.09	-.07	-.16*	-.07	-.05	-.11
8. KON T2							-	.64***	-.24**	-.32***	-.18	-.03	-.08	-.08	.11	.03	.07
9. KON T3								-	-.25**	-.29**	-.27**	.05	.04	.02	.07	.04	.08
10. STAB T1									-	.67***	.46***	.11	.13	.14*	.20**	.30***	.12
11. STAB T2										-	.71***	.09	.13	.16	.16*	.20**	.12
12. STAB T3											-	.13	.09	.19**	.06	.07	-.05
13. IS T1												-	.78***	.73***	.39***	.40***	.32***
14. IS T2													-	.73***	.25***	.37***	.28***
15. IS T3														-	.45***	.51***	.46***
16. NES T1															-	.72***	.68***
17. NES T2																-	.69***
18. NES T3																	-

Napomena. PS = percipirana stigma; LOK = lokus uzroka; KON = kontrola uzroka; STAB = stabilnost uzroka; IS = internalizirana stigma; NES = negativna emocionalna stanja; T1, T2, T3 = točka mjerenja;

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

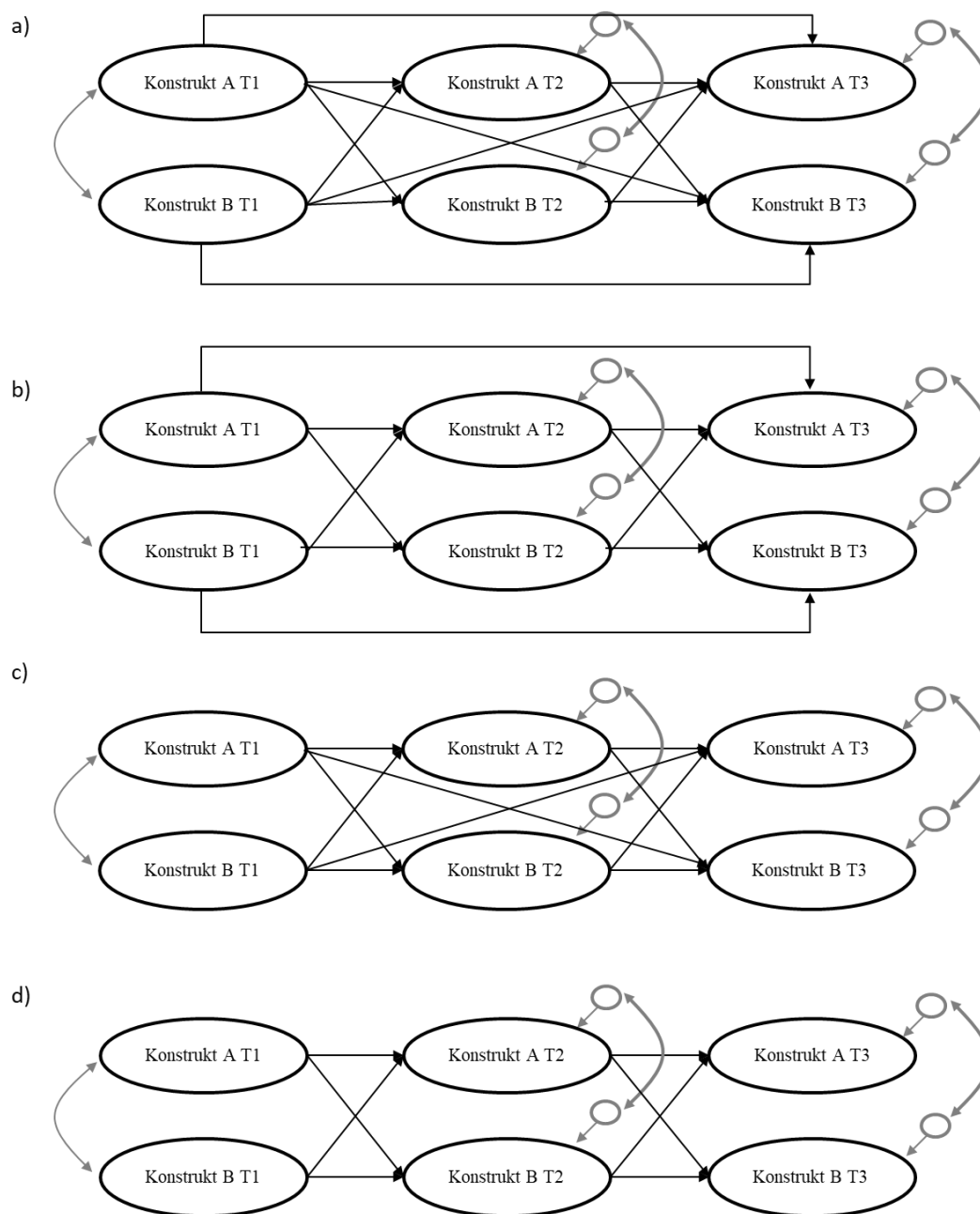
Provjera mjerne invarijantnosti kroz vrijeme

Nakon što je ustanovljena konfiguralna invarijantnost, testirali smo metričku i skalarnu invarijantnost. Pokazatelji pristajanja testiranih modela prikazani su u Tablici 9. Prvo je procijenjen ranije opisani konfiguralni model (M0) sa po šest latentnih konstrukata u tri točke mjerenja između kojih su definirani korelacijski odnosi, unutar iste te između različitih točaka mjerenja. Svi su parametri u modelu slobodno procijenjeni. Model je pokazao adekvatno pristajanje podacima prema pokazateljima CFI i TLI (niže vrijednosti mogu biti posljedica složenosti modela; vidi npr. Shi i sur., 2019) te odlično prema pokazateljima RMSEA i SRMR. Iako je χ^2 test statistički značajan, omjer vrijednosti χ^2 testa i stupnjeva slobode ukazuje na dobro pristajanje modela. U sljedećem smo koraku faktorska zasićenja istih indikatora fiksirali da budu jednaka kroz vrijeme (metrička invarijantnost, M1). Model je pokazao vrlo slično pristajanje kao model M0 i fiksiranje faktorskih zasićenja nije dovelo do značajnog pada u pristajanju modela ($\Delta\chi^2(22) = 18.21, p = .693$). Zatim smo procijenili model u kojem su dodatno fiksirani odsječci (skalarna invarijantnost, M2). Model je pokazao slično pristajanje podacima kao modeli M0 i M1 prema pokazateljima χ^2/df , CFI, TLI, RMSEA i SRMR. Međutim, razlika u χ^2 vrijednostima bila je statistički značajna (u odnosu na M1 model: $\Delta\chi^2(22) = 63.49, p < .001$; u odnosu na M0 model: $\Delta\chi^2(44) = 72.82, p = .004$), što ukazuje na značajan pad u pristajanju modela nakon fiksiranja odsječaka. Također, od tri testirana modela, model M1 s fiksiranim faktorskim zasićenjima imao je najnižu vrijednost AIC te je stoga on prihvaćen kao konačni mjerni model. Dakle, rezultati ukazuju na metričku invarijantnost koja je preduvjet za testiranje longitudinalnih odnosa. S obzirom da neće biti testirane razlike u aritmetičkim sredinama latentnih varijabli kroz vrijeme, skalarna invarijantnost nije nužan preduvjet za daljnje analize.

Strukturalni model

Nakon prihvaćanja konačnog mjernog modela definirali smo strukturalni model opisan na stranicama 69 do 70. Testirana su četiri ugniježđena modela (vidi Sliku 3): model sa svim autoregresijskim i recipročnim križnim učincima prvog i drugog reda (S1), model s autoregresijskim učincima prvog i drugog reda te recipročnim križnim učincima prvog reda (S2), model s autoregresijskim učincima prvog reda te recipročnim križnim učincima prvog i drugog reda (S3) te model s autoregresijskim i recipročnim križnim učincima prvog reda (S4). Postoje različita gledišta o važnosti uključivanja učinaka drugog reda u autoregresijski križni model (Little, 2013). Neki autori smatraju da je njihovo uključivanje važno jer oni zahvaćaju

odgođene učinke koji nisu obuhvaćeni učincima prvog reda (npr. Asendorpf, 2021), međutim, drugi smatraju da je teško opravdati koji bi mehanizam bio odgovoran za ove odgođene učinke te da su izravni učinci prvog reda vjerojatniji (npr. Ehm i sur., 2019).



Slika 3. Shematski prikaz testiranih strukturalnih modela: a) model s autoregresijskim i recipročnim križnim učincima prvog i drugog reda (S1), b) model s autoregresijskim učincima prvog i drugog reda te recipročnim križnim učincima prvog reda (S2), c) model s autoregresijskim učincima prvog reda te recipročnim križnim učincima prvog i drugog reda (S3) te d) model s autoregresijskim i recipročnim križnim učincima prvog reda (S4).

Napomena. Radi preglednosti prikaza prikazan je jednostavniji model s dva konstrukta.

Ipak, uključivanje učinaka drugog reda u model može biti značajno jer omogućuje bolju kontrolu ranijih i odgođenih učinaka te stoga i donošenje snažnijih zaključaka o odnosima između ispitivanih konstrukata (VanderWeele i sur., 2020), stoga smo ispitali postoje li značajni učinci drugog reda. Pokazatelji pristajanja testiranih modela dostupni su u Tablici 9.

Sva četiri modela pokazala su slično pristajanje. Pokazatelji RMSEA i SRMR ukazuju na odlično pristajanje svih modela, a CFI i TLI na adekvatno. Unatoč značajnom χ^2 testu omjer vrijednosti χ^2 testa i stupnjeva slobode također ukazuje na dobro pristajanje svih modela. Međutim, model S3 rezultirao je neinterpretabilnim rješenjima te smo ga stoga odbacili. Modeli S2 i S4 uspoređeni su s referentnim modelom S1 te međusobno. Razlika u χ^2 vrijednostima između modela S2 i S1 nije statistički značajna ($\Delta\chi^2(24) = 22.39, p = .556$), što ukazuje da micanje križnih učinaka drugog reda iz modela ne dovodi do značajnog pada u njegovu pristajanju. Između modela S4 i S1 dobivena je značajna razlika u χ^2 vrijednostima ($\Delta\chi^2(30) = 59.72, p = .001$), kao i između modela S4 i S2 ($\Delta\chi^2(6) = 35.76, p < .001$), što ukazuje da micanje autoregresijskih učinaka drugog reda dovodi do značajnog pada u pristajanju modela. AIC vrijednost također ukazuje na bolje pristajanje modela koji uključuje autoregresijske učinke drugog reda u odnosu na model s autoregresijskim i križnim učincima samo prvog reda. S obzirom da je model s autoregresijskim učincima prvog i drugog reda te križnim učincima samo prvog reda parsimoničniji od modela koji uključuje i križne učinke drugog reda, a Satorra-Bentler test razlike u χ^2 vrijednostima nije pokazao značajan pad u pristajanju modela, odabran je parsimoničniji model (model S2).

Uvidom u rezultate odabranog modela uočeno je da nisu svi autoregresijski učinci drugog reda statistički značajni. Učinci nisu bili značajni za lokus i stabilnost uzroka djetetova poremećaja, dok su se značajnima pokazali za percipiranu i internaliziranu stigmatu, negativna emocionalna stanja te kontrolu uzroka djetetova poremećaja. Na autoregresijske učinke drugog reda ukazuju i bivarijatne autokorelacije ovih konstrukata kroz vrijeme. Pomnijim pregledom korelacija navedenih u Tablici 8 mogu se za pojedine konstrukte uočiti vrlo visoke autokorelacije koje ukazuju na visoku stabilnost ispitanih konstrukata. Primjerice, autokorelacije za percipiranu stigmatu kreću se od .83 do .87. Pritom je najviša autokorelacija ona između T1 i T3, što je suprotno očekivanom obrascu koji pretpostavlja više korelacije između susjednih vremenskih točaka te pad u visini povezanosti što su točke vremenski udaljenije (Little, 2013). Isti obrazac s autokorelacijama između T1 i T3, koje su više od očekivanoga, moguće je uočiti i za konstrukte internalizirane stigme, negativnih emocionalnih stanja te u manjoj mjeri za kontrolu uzroka djetetova poremećaja. Ovakav obrazac autokorelacija ukazuje na postojanje nekog zajedničkog čimbenika ili situacijskog učinka u

T1 i T3 koji dovodi do veće stabilnosti konstrukata od očekivane. Stoga je za ove konstrukte u model smisleno uključiti i autoregresijske učinke drugog reda. Budući da autoregresijski učinci drugog reda za lokus i stabilnost uzroka nisu bili značajni, odlučili smo ih fiksirati na nulu kako bismo dobili malo parsimoničniji model. Modificirani model (S2b) nije pokazao značajan pad u pristajanju.

Nakon toga smo testirali vremensku invarijantnost autoregresijskih učinaka. U modelima s autoregresijskim učincima drugog reda autoregresijski učinci prvog reda od točke 2 na dalje predstavljaju parcijalne učinke uz kontrolu autoregresijskog učinka drugog reda. S obzirom da ovo ne vrijedi za autoregresijski učinak od T1 do T2, nije ga smisleno uključivati u test invarijantnosti. Dakle, u ovom slučaju smatra se da je vremenska invarijantnost autoregresijskih učinaka zadovoljena ako su autoregresijski učinci drugog reda i autoregresijski učinci prvog reda od točke 2 na dalje (izuzev učinak od T1 do T2) stabilni tijekom vremena (Asendorpf, 2021). Stoga smo testirali model (S2c) u kojem smo za konstrukte percipirane stigme, kontrole uzroka djetetova poremećaja, internalizirane stigme te negativnih emocionalnih stanja fiksirali autoregresijski učinak drugog reda i autoregresijski učinak prvog reda od T2 do T3 da budu jednaki, a za konstrukte lokusa i stabilnosti uzroka djetetova poremećaja na jednakost smo fiksirali autoregresijske učinke prvog reda (od T1 do T2 te T2 do T3). Model S2c nije pokazao značajan pad u pristajanju u odnosu na model S2b te smo stoga zaključili da su autoregresijski učinci stabilni tijekom vremena.

Autoregresijski učinak percipirane stigme iz T1 na T2 iznosi $\beta = .76$ ($SE = .08$), iz T2 na T3 $\beta = .45$ ($SE = .04$), a autoregresijski učinak drugog reda $\beta = .42$ ($SE = .04$). Autoregresijski učinak lokusa iz T1 na T2 iznosi $\beta = .55$ ($SE = .08$), a iz T2 na T3 $\beta = .49$ ($SE = .09$). Autoregresijski učinak kontrole iz T1 na T2 iznosi $\beta = .57$ ($SE = .06$), iz T2 na T3 $\beta = .37$ ($SE = .03$), a autoregresijski učinak drugog reda $\beta = .42$ ($SE = .04$). Autoregresijski učinak stabilnosti iz T1 na T2 iznosi $\beta = .70$ ($SE = .05$), a iz T2 na T3 $\beta = .59$ ($SE = .07$). Autoregresijski učinak internalizirane stigme iz T1 na T2 iznosi $\beta = .71$ ($SE = .07$), iz T2 na T3 $\beta = .30$ ($SE = .05$), a autoregresijski učinak drugog reda $\beta = .28$ ($SE = .04$). Autoregresijski učinak negativnih emocionalnih stanja iz T1 na T2 iznosi $\beta = .63$ ($SE = .07$), iz T2 na T3 $\beta = .36$ ($SE = .04$), a autoregresijski učinak drugog reda $\beta = .40$ ($SE = .04$). Svi su autoregresijski učinci pozitivni i statistički značajni ($p < .001$) te ukazuju na relativno visoku stabilnost ispitanih konstrukata. Nešto niža stabilnost može se uočiti za procjene lokusa i kontrole uzroka djetetova poremećaja, na što ukazuju i bivarijantne autokorelacije iz Tablice 8. Dakle, početne razine percipirane i internalizirane stigme, negativnih emocionalnih stanja i atribucija uzroka djetetova poremećaja predviđaju njihove razine u kasnijim vremenskim točkama.

Tablica 9. Pristajanje testiranih ugniježđenih modela ($N = 380$)

Model	Satorra-Bentler χ^2 (df)	χ^2/df	CFI	TLI	RMSEA [90 % CI]	SRMR	AIC	Δ Model	Satorra-Bentler $\Delta\chi^2$ (Δdf)
Test mjerne invarijantnosti									
M0: konfiguralni model	1501.25 (1020)***	1.5	.94	.92	.035 [.031, .039]	.055	34453.502	-	-
M1: metrička invarijantnost	1513.25 (1042)***	1.5	.94	.92	.034 [.031, .038]	.056	34435.808	M1-M0	18.21 (22) $p = .693$
M2: skalarna invarijantnost	1575.70 (1064)***	1.5	.93	.92	.036 [.032, .039]	.056	34453.483	M2-M1	63.49 (22)***
Test strukturalnih modela									
S1: AR-2, K-2	1534.56 (1060)***	1.4	.94	.93	.034 [.030, .038]	.058	34424.528	-	-
S2: AR-2, K-1	1557.71 (1084)***	1.4	.94	.93	.034 [.030, .038]	.059	34397.691	S2-S1	22.39 (24), $p = .556$
S3: AR-1, K-2	1564.65 (1066)***	1.5	.93	.92	.035 [.031, .039]	.058	34432.425	<i>Neinterpretabilni rezultati</i>	
S4: AR-1, K-1	1593.48 (1090)***	1.5	.93	.92	.035 [.031, .039]	.061	34421.645	S4-S1 S4-S2	59.72 (30)** 35.76 (6)***
S2b: AR-2 (osim lokus i stabilnost)	1560.44 (1086)***	1.4	.94	.93	.034 [.030, .038]	.059	34396.795	S2b-S2	2.74 (2), $p = .254$
S2c: invarijantni AR	1572.02 (1092)***	1.4	.94	.93	.034 [.030, .038]	.061	34397.371	S2c-S2b	11.29 (6), $p = .080$
Model s kontrolnim varijablama	2022.29 (1389)***	1.5	.92	.90	.035 [.031, .038]	.054	40936.385	-	-

Napomena. AR-2 = autoregresijski učinci drugog reda; AR-1 = autoregresijski učinci prvog reda; K-2 = križni učinci drugog reda; K-1 = križni učinci prvog reda; invarijantni AR = autoregresijski učinci stabilni kroz vrijeme;

*** $p < .001$, ** $p < .01$.

Sudionici koji su postigli rezultate iznad prosjeka skupine u jednoj vremenskoj točki, u pravilu će postizati rezultate iznad prosjeka i u narednim točkama, bez obzira ostaje li aritmetička sredina skupine tijekom vremena stabilna ili opada / raste.

U Tablici 10 prikazani su standardizirani križni učinci dobiveni procjenom završnog modela (model S2c). Većina učinaka pokazala se statistički neznčajnima. Od pretpostavljenih učinaka pronađen je značajan pozitivan učinak percipirane stigme na percepciju lokusa uzroka djetetova poremećaja, ali samo iz T2 na T3 ($\beta_{T2,T3} = .29, p = .036$). Ovo je jedini značajan učinak percipirane stigme na atribucije. Iako su dobivene značajne negativne kovarijance između percipirane stigme i kontrole uzroka djetetova poremećaja u T1 ($\Phi = -.16, p = .027$) te njihovih reziduala u T2 ($\Phi = -.20, p = .043$), križni učinci nisu značajni niti u jednom smjeru. Suprotno našim pretpostavkama, atribucije uzroka djetetova poremećaja nisu imale niti jedan značajan učinak na internaliziranu stigmu roditelja te stoga nisu ustanovljeni ni značajni neizravni učinci percipirane stigme na internaliziranu stigmu preko atribucija. Između ovih varijabli nisu pronađene ni značajne kovarijance unutar istih vremenskih točaka, osim između reziduala stabilnosti i internalizirane stigme u T3 ($\Phi = .23, p = .029$). Za konstrukte percipirane i internalizirane stigme ustanovljene su više kovarijance unutar istih vremenskih točaka (u T1: $\Phi = .58, p < .001$; u T2: $\Phi = .32, p < .001$; u T3: $\Phi = .38, p = .002$). Nakon kontrole povezanosti ovih varijabli unutar iste vremenske točke, križni učinak percipirane stigme na internaliziranu stigmu također se pokazao statistički značajnim, i to u oba vremenska intervala ($\beta_{T1,T2} = .17, p = .029$; $\beta_{T2,T3} = .21, p = .002$). Razlika u visini učinka između dvaju vremenskih intervala nije bila statistički značajna (Wald $\chi^2(1) = 0.03, p = .854$), što ukazuje na vremensku stabilnost učinka.

Od učinaka u pretpostavljenom smjeru značajnim se još jedino pokazao učinak stabilnosti uzroka djetetova poremećaja na negativna emocionalna stanja roditelja, ali samo učinak iz T1 na T2 ($\beta_{T1,T2} = .21, p = .006$). Suprotno našim pretpostavkama, internalizirana stigma nije imala značajne križne učinke na negativna emocionalna stanja roditelja te nije medijator odnosa između atribucija uzroka djetetova poremećaja i negativnih emocionalnih stanja roditelja. Međutim, dobili smo jedan značajan učinak u obrnutom smjeru. Negativna emocionalna stanja roditelja imala su značajan pozitivan učinak na internaliziranu stigmu, ali samo iz T2 na T3 ($\beta_{T2,T3} = .22, p = .007$). Kovarijance između ovih varijabli unutar iste vremenske točke iznosile su $\Phi = .38, p < .001$ u T1, $\Phi = .20, p = .022$ u T2 i $\Phi = .15, p = .054$ u T3. Iako naše hipoteze nisu uključivale neizravne učinke atribucija na internaliziranu stigmu preko negativnih emocionalnih stanja, s obzirom da smo dobili značajan učinak percepcije stabilnosti uzroka djetetova poremećaja iz T1 na negativna emocionalna stanja iz T2 te

značajan učinak negativnih emocionalnih stanja iz T2 na internaliziranu stigmu iz T3, dodatno smo testirali neizravni učinak stabilnosti uzroka na internaliziranu stigmu. Učinak nije bio statistički značajan ($\beta_{ind} = .05$, $SE = .03$, $p = .055$), no p vrijednost je bila blizu granične. U obzir je potrebno uzeti da veličina uzorka možda nije bila dovoljna za test neizravnih učinaka. Modelom je objašnjeno 72.7 % varijance u percipiranoj stigmati u T2 te 82 % u T3, 33.7 % u percepciji lokusa uzroka u T2 te 33.6 % u T3, 33.3 % u percepciji kontrole uzroka u T2 te 47.6 % u T3, 49.7 % u percepciji stabilnosti uzroka u T2 te 34.7 % u T3, 63.3 % u internaliziranoj stigmati u T2 te 67.5 % u T3 i 57.5 % u negativnim emocionalnim stanjima u T2 te 53.6 % u T3.

Kako bismo provjerili dolazi li do promjena u odnosima između ispitanih konstrukata nakon što se kontroliraju neke individualne razlike među sudionicima, u prihvaćeni model dodali smo kontrolne varijable. Dosadašnja su istraživanja pružila nejednolazne rezultate po pitanju odnosa sociodemografskih obilježja i stigme roditelja, a čak i kada su pronađene značajne povezanosti, one su obično bile relativno niske. Međutim, s obzirom da uzorak sudionika u ovom istraživanju nije ujednačen prema spolu roditelja i djeteta s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja odlučili smo ove varijable uključiti u analizu kao kontrolne. Osim toga, neki sudionici imaju više od jednog djeteta koje ima dijagnozu razvojnog jezičnog poremećaja, a neki uz dijete s razvojnim jezičnim poremećajem imaju dijete s nekim drugim teškoćama. Također, u nekim su obiteljima jezične i/ili govorne teškoće prisutne i kod roditelja. Stoga smo i ove varijable uključili kao kontrolne budući da bi mogle biti povezane s ispitivanim konstruktima (vidi npr. Moses, 2010).

Ranija istraživanja (npr. Mak i Cheung, 2008; Mak i Kwok, 2010) ukazuju da je internalizirana stigma viša kod roditelja čija djeca imaju višestruke teškoće. U našem uzorku više od polovine sudionika navelo je da njihovo dijete uz razvojni jezični poremećaj ima i neke pridružene teškoće te smo stoga kao kontrolnu varijablu dodali broj pridruženih teškoća. Sudionici su se razlikovali i prema vremenu koje je prošlo od dobivanja djetetove dijagnoze i uključivanja u logopedsku terapiju, a neka ranija istraživanja (npr. Eaton i sur., 2020) ukazuju na negativnu povezanost vremena proteklog od dobivanja dijagnoze i uključivanja djeteta u tretman sa samookrivljavanjem roditelja za djetetove teškoće. S obzirom da su varijable vrijeme proteklo od dobivanja dijagnoze i vrijeme proteklo od uključivanja djeteta u logopedsku terapiju u vrlo visokoj korelaciji ($r = .93$), odlučili smo samo jednu uključiti u model kao kontrolnu varijablu. Ove su varijable bile i u relativno visokoj korelaciji s djetetovom dobi ($r = .70$) te stoga dob nismo dodali u model. Osim navedenih, kao kontrolne varijable dodani su i stupanj obrazovanja roditelja te veličina mjesta stanovanja budući da

neka istraživanja ukazuju na njihovu povezanost sa (samo)stigmom (npr. Chang i sur., 2020; Girma i sur., 2014; Kalichman i sur., 2017; Leickly i sur., 2021; Lv i sur., 2013; Özaslan i Yıldırım, 2021; Stewart i sur., 2015).

Dakle, kao kontrolne varijable u model smo uključili sljedeće varijable: broj djece u obitelji s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja, broj dodatnih teškoća koje dijete ima uz razvojni jezični poremećaj, vrijeme proteklo od uključivanja djeteta u logopedsku terapiju (izraženo u godinama), spol djeteta, spol roditelja, stupanj obrazovanja roditelja, veličinu mjesta stanovanja, prisutnost druge djece s nekim drugim teškoćama u obitelji te prisustvo jezičnih i/ili govornih teškoća kod roditelja⁹. Za sve kontrolne varijable dobivene su neke značajne bivarijatne korelacije s ispitanim konstruktima. Kao varijable povezane s najvećim brojem ispitanih konstrukata i kroz različite vremenske točke pokazale su se broj dodatnih teškoća kod djeteta te vrijeme proteklo od uključivanja djeteta u logopedsku terapiju. Visina značajnih korelacija kretala se od $|.10$ do $|.39|$. Sve značajne bivarijatne korelacije između kontrolnih varijabli i ispitanih konstrukata (latentnih varijabli) prikazane su u Tablici 11.

Kontrolne varijable dodane su u ranije testirani autoregresijski križni model na način da su definirani regresijski učinci između konstrukata iz T1, T2 i T3 te kontrolnih varijabli mjerenih u T1. Odabran je pristup koji uključuje i regresijske učinke na konstrukte iz T2 i T3 zbog toga što i kovarijate stabilne tijekom vremena mogu imati izravne učinke (vremenski stabilne ili varijabilne) na konstrukte u narednim vremenskim točkama, povrh neizravnih učinaka preko konstrukata u T1 (Marsh i sur., 2022; Newsom, 2015). Model je pokazao dobro pristajanje ($\chi^2(1356) = 1964.86$, $p < .001$; $\chi^2/df = 1.4$; CFI = .92; TLI = .91; RMSEA = .034, 90 % CI [.031, .038]; SRMR = .054). Kao što je vidljivo iz Tablice 10, dodavanje kontrolnih varijabli u model nije dovelo do većih promjena u značajnim parametrima. Neizravni učinak percepcije stabilnosti uzroka djetetova poremećaja na internaliziranu stigmatu preko negativnih emocionalnih stanja u modelu s kontrolnim varijablama iznosio je $\beta_{ind} = .06$, $SE = .03$, $p = .060$ te nije bio statistički značajan. Od značajnih parametara, učinak percipirane stigme iz T2 na lokus uzroka djetetova poremećaja iz T3 je imao nešto višu standardnu pogrešku u odnosu na ostale (u modelu bez kontrolnih varijabli: $\beta_{T2,T3} = .29$, $SE = .14$, $p = .036$; u modelu s kontrolnim varijablama: $\beta_{T2,T3} = .27$, $SE = .13$, $p = .044$). Zbog veće nestabilnosti ove procjene ovaj je rezultat potrebno tumačiti s oprezom. Rezultati dobiveni procjenom autoregresijskog križnog modela s kontrolnim varijablama prikazani su i na Slici 3.

⁹ U slučaju dva ili tri djeteta s razvojnim jezičnim poremećajem broj dodatnih teškoća izračunat je kao ukupni broj različitih teškoća koje su prisutne kod sve djece zajedno, za vrijeme proteklo od uključivanja djeteta u terapiju uzeto je najdulje vrijeme, a kao spol djeteta kodiran je spol onog djeteta koje je prvo dijagnosticirano.

Na slici su prikazani samo autoregresijski te značajni križni učinci. Radi preglednosti slike nisu prikazane kontrolne varijable, međutim, dobiveno je nekoliko značajnih regresijskih koeficijenata. Roditelji koji imaju više djece s razvojnim jezičnim poremećajem u T1 su u većoj mjeri lokus uzroka procjenjivali unutarnjim ($\beta = .18, p = .022$). Roditelji kod čije djece je prisutan veći broj različitih dodatnih teškoća percipirali su više stigme u T1 ($\beta = .25, p < .001$) i T3 ($\beta = .22, p = .001$) te su pokazivali višu razinu internalizirane stigme ($\beta = .18, p = .008$) i negativnih emocionalnih stanja u T1 ($\beta = .23, p = .003$). Također, u T1 su uzrok djetetova poremećaja procjenjivali stabilnijim ($\beta = .21, p = .002$) i manje podložnim kontroli ($\beta = -.20, p = .002$). Oni kod kojih je prošlo više vremena od uključivanja djeteta u logopedsku terapiju uzrok djetetova poremećaja u T1 procjenjivali su više stabilnim ($\beta = .24, p = .001$) i vanjskim ($\beta = -.22, p = .002$) te manje podložnim osobnoj kontroli ($\beta = -.24, p < .001$). Roditelji su iskazivali više razine internalizirane stigme ($\beta = .12, p = .027$) i negativnih emocionalnih stanja u T1 ($\beta = .12, p = .015$) ako je dijagnoza prisutna kod dječaka. Također, u T2 su u većoj mjeri uzrok djetetova poremećaja procjenjivali vanjskim ($\beta = -.14, p = .044$) te su u manjoj mjeri percipirali stigmu u T3 ($\beta = -.15, p = .005$).

Očevi su iskazivali nižu razinu internalizirane stigme ($\beta = -.11, p = .011$) i negativnih emocionalnih stanja u T1 ($\beta = -.10, p = .011$) te su uzrok djetetova poremećaja procjenjivali podložnijim osobnoj kontroli u T1 ($\beta = .13, p = .043$) te u većoj mjeri unutarnjim u T3 ($\beta = .20, p = .014$). Obrazovaniji roditelji uzrok su djetetova poremećaja u T3 procjenjivali manje podložnim osobnoj kontroli ($\beta = -.19, p = .004$). Roditelji koji žive u većim mjestima iskazivali su niže razine internalizirane stigme ($\beta = -.20, p < .001$) i negativnih emocionalnih stanja u T1 ($\beta = -.12, p = .037$). Roditelji koji imaju drugu djecu s nekim drugim teškoćama pokazivali su višu razinu negativnih emocionalnih stanja u T2 ($\beta = .13, p = .002$). Roditelji su iskazivali nižu razinu internalizirane stigme u T1 ($\beta = -.12, p = .018$) te procjenjivali uzrok djetetova poremećaja stabilnijim u T1 ($\beta = .14, p = .032$) i u većoj mjeri unutarnjim u T2 ($\beta = .15, p = .035$) ako su kod njih ili njihovog partnera / partnerice prisutne jezične i/ili govorne teškoće.

Uključivanje kontrolnih varijabli nije dovelo do većih promjena u postocima objašnjene varijance. Modelom je objašnjeno 73.8 % varijance u percipiranoj stigmati u T2 te 89.5 % u T3, 40.6 % u percepciji lokusa uzroka u T2 te 43.2 % u T3, 36.5 % u percepciji kontrole uzroka u T2 te 51.6 % u T3, 54 % u percepciji stabilnosti uzroka u T2 te 43.5 % u T3, 65.2 % u internaliziranoj stigmati u T2 te 69.4 % u T3 i 60.6 % u negativnim emocionalnim stanjima u T2 te 56.4 % u T3. Kontrolne varijable objašnjavaju 7 do 17 % varijance u konstruktima u T1: 10 % u percipiranoj stigmati, 6.9 % u percepciji lokusa uzroka, 14.1 % u

percepciji kontrole uzroka, 17 % u percepciji stabilnosti uzroka, 12 % u internaliziranoj stigmati i 10.7 % u negativnim emocionalnim stanjima.

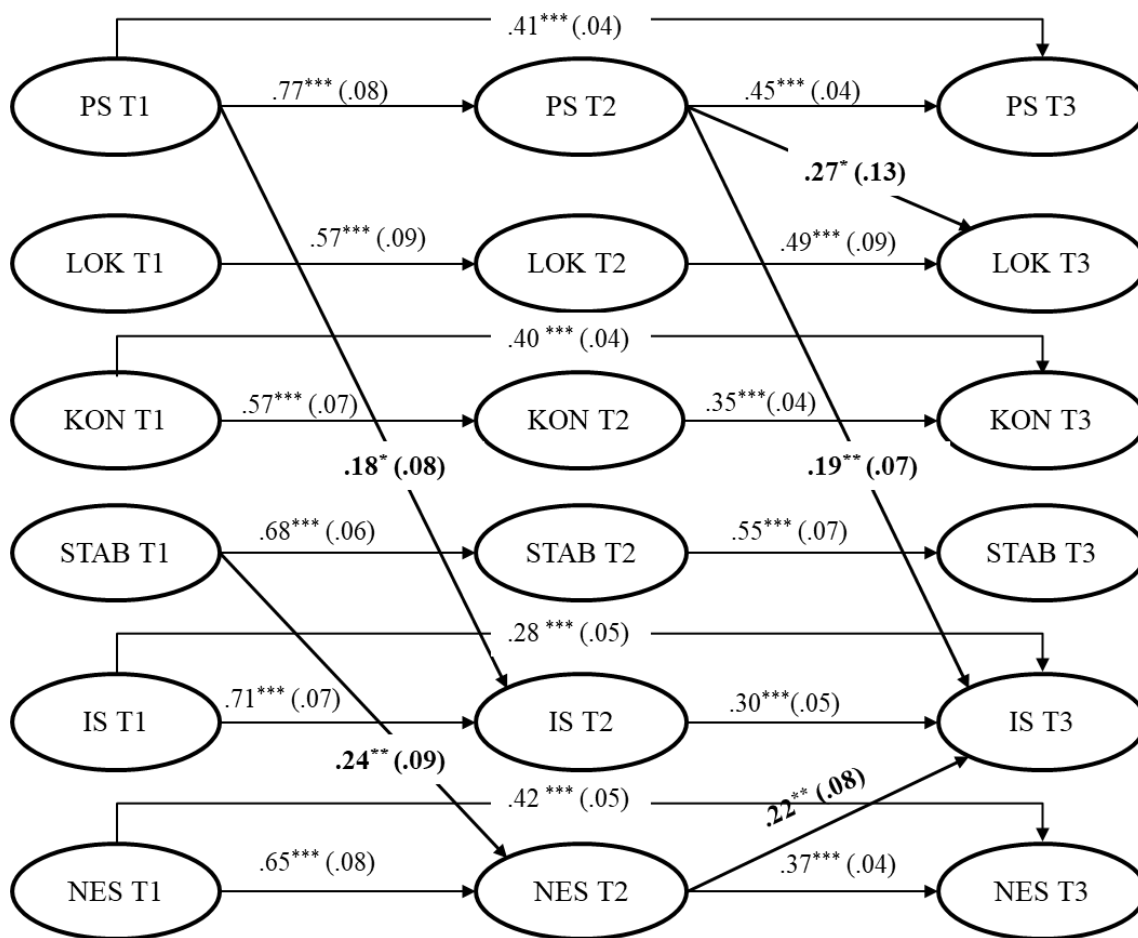
Tablica 10. Standardizirani križni učinci dobiveni procjenom završnog autoregresijskog križnog modela te istog modela uz uključivanje kontrolnih varijabli ($N = 380$)

Križni učinci	Model bez kontrolnih varijabli (S2c)		Model s kontrolnim varijablama	
	T1 → T2	T2 → T3	T1 → T2	T2 → T3
Pretpostavljeni smjer				
PS → LOK	-.09 (.12)	.29 (.14)*	-.04 (.12)	.27 (.13)*
PS → KON	.01 (.09)	.03 (.09)	.01 (.09)	.03 (.09)
PS → STAB	.03 (.09)	.003 (.12)	.06 (.08)	-.03 (.11)
PS → IS	.17 (.08)*	.21 (.07)**	.18 (.08)*	.19 (.07)**
PS → NES	.08 (.07)	.05 (.09)	.07 (.07)	.06 (.09)
LOK → IS	-.03 (.06)	.02 (.09)	-.05 (.06)	.04 (.10)
KON → IS	.07 (.07)	-.08 (.08)	.07 (.07)	-.10 (.09)
STAB → IS	.07 (.06)	-.05 (.07)	.12 (.07)	-.10 (.08)
LOK → NES	.04 (.07)	-.05 (.13)	.03 (.07)	-.05 (.14)
KON → NES	.11 (.08)	.03 (.09)	.14 (.08)	.02 (.10)
STAB → NES	.21 (.08)**	-.004 (.09)	.24 (.09)**	.02 (.10)
IS → NES	.09 (.10)	.02 (.10)	.09 (.10)	.001 (.10)
Obrnuti smjer				
LOK → PS	-.01 (.08)	-.04 (.08)	-.01 (.08)	-.05 (.08)
KON → PS	.07 (.08)	-.11 (.08)	.08 (.09)	-.14 (.08)
STAB → PS	.07 (.08)	-.05 (.08)	.06 (.09)	-.09 (.08)
IS → PS	.10 (.08)	.05 (.06)	.09 (.09)	.06 (.07)
NES → PS	.08 (.08)	.05 (.06)	.07 (.08)	.04 (.06)
IS → LOK	.19 (.12)	-.10 (.13)	.20 (.12)	-.07 (.12)
IS → KON	-.05 (.09)	.10 (.09)	-.08 (.09)	.09 (.09)
IS → STAB	<.001 (.09)	.04 (.10)	-.001 (.08)	.11 (.10)
NES → LOK	.04 (.10)	.12 (.12)	.05 (.11)	.10 (.11)
NES → KON	.16 (.09)	-.01 (.08)	.17 (.10)	-.02 (.08)
NES → STAB	.002 (.08)	-.04 (.08)	.03 (.07)	-.09 (.08)
NES → IS	-.07 (.06)	.22 (.08)**	-.05 (.06)	.22 (.08)**

Napomena. Statistički značajni učinci označeni su podebljanim fontom. U zagradama su prikazane standardne pogreške.

PS = percipirana stigma; LOK = lokus uzroka; KON = kontrola uzroka; STAB = stabilnost uzroka; IS = internalizirana stigma; NES = negativna emocionalna stanja; T1, T2, T3 = točka mjerenja.

* $p < .05$, ** $p < .01$.



Slika 4. Strukturalni model s autoregresijskim te statistički značajnim križnim učincima.

Napomena. Radi preglednosti prikaza nisu prikazane kontrolne varijable, njihove kovarijance i učinci na latentne varijable u modelu, kovarijance između strukturalnih pogrešaka latentnih endogenih varijabli te mjerni modeli pojedinih konstrukata.

PS = percipirana stigma; LOK = lokus uzroka; KON = kontrola uzroka; STAB = stabilnost uzroka; IS = internalizirana stigma; NES = negativna emocionalna stanja; T1, T2, T3 = točka mjerenja.

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Tablica 11. Bivarijatne korelacije između kontrolnih varijabli i latentnih konstrukata u tri točke mjerenja ($N = 380$)

Varijabla	T1						T2						T3					
	PS	LOK	KON	STAB	IS	NES	PS	LOK	KON	STAB	IS	NES	PS	LOK	KON	STAB	IS	NES
Obilježja djeteta																		
Spol				.12*	.15**	.14**	.14*											
Br. dod. teškoća	.25***		-.25***	.29***	.17**	.25**	.20**			.23**		.21**	.39***			.25**	.24**	.17*
Terapija	.11*	-.19**	-.28***	.28***					-.20**	.19**		.13*			-.21**	.16*	.13*	
Obilježja roditelja / obitelji																		
Spol			.14*		-.12**	-.11**	-.13**				-.10*	-.11**		.20*				
Obrazovanje													-.13*		-.22**			
Veličina mjesta	-.13*				-.22***	-.12*	-.15*				-.15*						-.17**	
Br. djece s RJP												.15*						
Druga djeca													.13*					
Teškoće roditelji				.18**						.20**	-.12**					.23**		

Napomena. Spol = kodirano 1 (muški), 0 (ženski); Br. dod. teškoća = ukupni broj različitih dodatnih teškoća koje dijete / djeca imaju uz razvojni jezični poremećaj; Terapija = vrijeme (u godinama) proteklo od uključivanja djeteta u logopedsku terapiju (kod roditelja s više djece uzeto najdulje vrijeme); Obrazovanje = stupanj obrazovanja roditelja (ordinalna skala 1 do 5); Veličina mjesta = veličina mjesta stanovanja (ordinalna skala 1 do 5); Br. djece s RJP = broj djece u obitelji koja imaju razvojni jezični poremećaj; Druga djeca = prisutnost druge djece s nekim drugim teškoćama u obitelji (kodirano 1 = ima, 0 = nema); Teškoće roditelji = prisutnost jezičnih i/ili govornih teškoća kod roditelja (0 = kod nijednog, 1 = kod jednog, 2 = kod oba);

PS = percipirana stigma; LOK = lokus uzroka; KON = kontrola uzroka; STAB = stabilnost uzroka; IS = internalizirana stigma; NES = negativna emocionalna stanja; T1, T2, T3 = točka mjerenja.

Prikazane su samo značajne korelacije: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Uzroci kojima roditelji pripisuju djetetov razvojni jezični poremećaj

U okviru Revidirane skale kauzalnih dimenzija od sudionika se tražilo da navedu uzrok koji smatraju primarnim za djetetov razvojni jezični poremećaj te nakon toga navedeni uzrok procijene na tri kauzalne dimenzije. Kvalitativni odgovori roditelja o uzrocima kojima objašnjavaju djetetov razvojni jezični poremećaj prikupljeni su samo u prvoj vremenskoj točki. Pitanje nismo uključili u naredne točke mjerenja zato što je stopa neodgovaranja na ovo pitanje bila relativno visoka (32.3 %), pri čemu su neki sudionici navodili da ne razumiju pitanje. Također, s obzirom da ovo istraživanje polazi od pristupa usmjerenog na kauzalne dimenzije na kojima su uzroci pozicionirani, informacija o točnim uzrocima nije bila ključna za odgovaranje na postavljene istraživačke probleme. U nastavku će ukratko biti analizirani odgovori sudionika o uzrocima kojima pripisuju djetetov razvojni jezični poremećaj.

Od 334 sudionika koji su ispunili upitnik u T1, ukupno 108 (32.3 %) nije navelo uzrok koji smatraju primarnim za djetetov razvojni jezični poremećaj. Ovaj postotak uključuje sudionike koji su ovo pitanje preskočili te 6 % sudionika koji su izravno naveli da ne znaju što bi bio uzrok, da je uzrok nepoznat ili da ne razumiju pitanje. Oko 7 % sudionika nije odgovorilo niti na skale za procjenu lokusa, stabilnosti i kontrole, dok ostali jesu, iako nisu naveli nikakav određen uzrok. Prema temama koje su zastupljene u odgovorima, dostupni kvalitativni odgovori podijeljeni su u sljedeće kategorije: (1) genetski čimbenici, (2) pre- i perinatalni rizični čimbenici (npr. komplikacije prilikom poroda, prerano rođenje, problemi u trudnoći, visoka kronološka dob roditelja), (3) fizički, neurološki i zdravstveni čimbenici (npr. upale uha u ranoj dobi, položaj jezika, problemi s krajnicima, neurološki i neuromotorni problemi, ozljede i bolesti), (4) neadekvatan jezični unos i reakcije roditelja (npr. premalo razgovora s djetetom, dvojezičnost, izloženost stranom jeziku u vrtiću ili kroz medije, nepravovremena reakcija na primijećene probleme), (5) izloženost ekranima (prerana i pretjerana izloženost medijima i ekranima – TV, mobitel, tablet i sl.), (6) lijekovi i medicinski zahvati tijekom ranog djetinjstva (npr. cjepivo, kemoterapija), (7) kognitivni čimbenici (npr. poremećaji razumijevanja i pažnje, mentalna nezrelost), (8) osobine djeteta (npr. djetetov karakter, nezainteresiranost za komunikaciju, lijenost, tvrdoglavost, neposluh), (9) jaki stres (veliki stresni događaji kojima su djeca bila izložena u ranoj dobi – npr. smrt u obitelji, stres u školi, odvajanje od roditelja tijekom boravka u bolnici, grubo postupanje prema djetetu), (10) kašnjenje u razvoju, (11) uporaba dudu i bočica. Zastupljenost pojedinih odgovora prikazana je u Tablici 12. Roditelji djetetov razvojni jezični poremećaj u najvećoj mjeri pripisuju genetskim čimbenicima te različitim pre- i perinatalnim rizičnim čimbenicima, a najmanje

uporabi dudu i bočica (svega dvoje roditelja). Oko 3 % roditelja smatra da se radi o običnom kašnjenju u razvoju, a 4.4 % pripisuje ga djetetovim negativnim osobinama.

U Tablici 13 prikazane su prosječne procjene lokusa, osobne kontrole i stabilnosti za pojedinu kategoriju uzroka. Podaci su izračunati za kategorije koje sadrže 10 ili više odgovora. Za većinu kategorija mogu se uočiti veliki rasponi odgovora na svim dimenzijama.

Tablica 12. Kvalitativni odgovori o uzrocima kojima roditelji pripisuju djetetov razvojni jezični poremećaj – udio odgovora u pojedinoj kategoriji ($N = 226$)

Kategorija odgovora	Postotak odgovora
Genetski čimbenici	23.9
Pre- i perinatalni rizični čimbenici	21.7
Fizički, neurološki i zdravstveni čimbenici	12.4
Neadekvatan jezični unos i reakcije roditelja	12.4
Izloženost ekranima	9.7
Lijekovi i medicinski zahvati	4.9
Kognitivni čimbenici	4.4
Osobine djeteta	4.4
Jaki stres	2.7
Kašnjenje u razvoju	2.7
Dude i bočica	0.9

Tablica 13. Prosječne procjene lokusa, osobne kontrole i stabilnosti uzroka te raspon odgovora za pojedine kategorije kvalitativnih odgovora (procjene na skali od 1 do 9)

Čimbenici	Lokus			Osobna kontrola			Stabilnost		
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>min, max</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>min, max</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>min, max</i>
Genetski ^a	4.5	2.0	1, 9	3.4	2.1	1, 9	5.8	2.3	1.3, 9
Pre- i perinatalni ^b	3.0	1.8	1, 8	2.5	1.9	1, 9	5.0	2.8	1, 9
Fizički, neurološki, zdravstveni ^c	3.4	1.9	1, 9	5.0	2.6	1, 9	3.5	2.3	1, 9
Jezični unos, reakcije roditelja ^c	4.8	2.0	1.3, 9	6.0	2.2	1, 9	2.9	1.6	1, 5.3
Izloženost ekranima ^d	3.7	2.0	1, 7.3	7.6	1.7	3.3, 9	3.1	1.9	1, 6.3
Lijekovi i zahvati ^e	2.6	1.4	1, 5	3.4	1.8	1, 6.3	4.9	2.5	1, 8.7
Kognitivni ^f	2.8	1.3	1.33, 6	5.0	1.5	3, 7	3.9	2.1	1, 8.33
Osobine djeteta ^f	4.3	2.1	1, 8	5.4	2.0	2, 8	3.2	1.1	1.3, 5

Napomena. Prikazani su podaci za kategorije koje sadrže 10 ili više odgovora.

^a $N = 54$; ^b $N = 49$; ^c $N = 28$; ^d $N = 22$; ^e $N = 11$; ^f $N = 10$.

Dakle, sudionici uzroke unutar iste tematske kategorije vrlo različito smještaju na dimenzijama lokusa, stabilnosti i osobne kontrole. Iako se broj odgovora u pojedinim kategorijama dosta razlikuje, usporedbom prosječnih procjena možemo uočiti neke trendove. Što se tiče lokusa uzroka, roditelji za sve kategorije uzroka lokus u prosjeku doživljavaju vanjskim (sve su prosječne procjene manje od pet, tj. od srednje vrijednosti skale). Najviše vanjski lokus percipiraju za uzroke koji se odnose na lijekove i medicinske zahvate u ranoj dobi te kognitivne čimbenike (djetetove kognitivne sposobnosti). Najmanje vanjski lokus pripisuju genetskim čimbenicima, neadekvatnom jezičnom unosu i reakcijama roditelja te osobinama djeteta. Što se tiče osobne kontrole, izloženost ekranima te neadekvatan jezični unos i reakcije roditelja procijenjeni su kao uzroci nad kojima roditelji imaju najviše osobne kontrole, a pre- i perinatalni čimbenici kao oni nad kojima imaju najmanje kontrole. Najstabilnijima su procijenjeni genetski čimbenici, a najmanje neadekvatan jezični unos i reakcije roditelja, izloženost ekranima te osobine djeteta.

RASPRAVA

Predmet stigmatizacije obično su pojedinci koji posjeduju neka stigmatizirajuća obilježja, no stigma se može prenositi i na njima bliske osobe. Na koji način članovi obitelji te druge bliske osobe stigmatiziranih pojedinaca doživljavaju stigmu te koje posljedice ona na njih ima znatno je manje istraživano nego stigma pojedinih stigmatiziranih skupina. Jedna od posljedica izloženosti javnoj stigni, kako kod stigmatiziranih pojedinaca tako i kod članova njihovih obitelji, je samostigma, pojava do koje dolazi kada stigmatizirana osoba internalizira stigmu iz javnosti (Corrigan i Watson, 2002). Samostigmatizacija je općenito relativno slabo istraživana, a fokus istraživanja obično je bio na nositeljima stigme. No u novije vrijeme istraživači se sve više okreću istraživanju internalizacije stigme kod bliskih osoba stigmatiziranih pojedinaca, u najvećoj mjeri roditelja ili skrbnika djece, odnosno odraslih osoba s intelektualnim ili psihičkim teškoćama. Ipak, većina je provedenih istraživanja transverzne prirode što znatno ograničava zaključivanje. Stoga, kako bismo odgovorili na neka ograničenja ranijih istraživanja, proveli smo longitudinalno istraživanje s tri točke mjerenja. Glavni je cilj ovog istraživanja bila provjera atribucijskog modela samostigmatizacije kod roditelja djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja. Prema našim saznanjima samostigmatizacija nije ispitivana na ovoj populaciji. Stoga, prije nego se osvrnemo na dobivene rezultate o odnosima između ispitanih konstrukata, ukratko ćemo opisati u kojoj mjeri roditelji djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja doživljavaju stigmu.

Stigma i negativna emocionalna stanja kod roditelja djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja

Za razliku od populacija na koje su bila usmjerena ranija istraživanja, poremećaj je kod ove populacije slabije vidljiv. Vidljivost je bitna dimenzija stigme (Crocker i sur., 1998) zbog toga što može djelovati na reakcije onih koji stigmatiziraju, ali i doživljaje stigmatiziranih. Primjerice, oni kod kojih je stigma manje vidljiva mogu u manjoj mjeri biti izloženi socijalnom odbacivanju. S obzirom da članovi obitelji stigmatiziranih pojedinaca najčešće ne posjeduju stigmatizirajuća obilježja nego se stigma na njih prenosi sa stigmatizirane osobe, za očekivati je da će kod njih doživljaji stigme biti manje izraženi. Ranija istraživanja roditeljske stigme ukazuju na nisku do umjerenu prosječnu razinu stigme kod roditelja (npr. Chiu i sur., 2013; Eaton i sur., 2020; Mak i Cheung, 2008; Mak i Kwok, 2010; Ting i sur., 2018). Iako su ranija istraživanja većinom bila usmjerena na roditelje djece

s intelektualnim teškoćama ili psihičkim oboljenjima, istraživanje koje su proveli Macharey i von Suchodoletz (2008) pokazalo je da stigm, prema djetetu, ali i prema sebi, uočavaju i roditelji čija djeca imaju jezične i/ili govorne poremećaje. Također, istraživanja ukazuju na neke razlike u visini stigme s obzirom na obilježja djetetovih teškoća. Primjerice, veća razina internalizirane stigme pronađena je kod roditelja čija djeca imaju višestruke teškoće (Mak i Cheung, 2008; Mak i Kwok, 2010) i kod roditelja djece s autizmom nego kod roditelja djece s intelektualnim teškoćama ili tjelesnim invaliditetom (Werner i Shulman, 2015). U skupini roditelja djece s govornim i jezičnim poremećajima više stigme percipiraju roditelji čija djeca imaju poremećaje tečnosti govora te oni čija djeca uz govorno-jezične teškoće imaju i izražene probleme u ponašanju (Macharey i von Suchodoletz, 2008), što bi moglo biti povezano s vidljivošću simptoma.

U našem je istraživanju također uočena niska razina i percipirane i internalizirane stigme roditelja. Prosječni ukupni rezultat na Revidiranoj skali obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca, kojom smo mjerili percipiranu stigm prema roditeljima djece s razvojnim jezičnim poremećajem, u sve tri točke mjerenja iznosio je $M = 1.9$ ($SD = 0.5$ u T1; $SD = 0.6$ u T2 i T3; raspon rezultata od 1 do 4), pri čemu su roditelji u nešto većoj mjeri percipirali izravnu stigm ($M = 1.9$ u T1, $M = 2.0$ u T2 i T3) u odnosu na neizravnu stigm ($M = 1.8$ u T1 i T3, $M = 1.9$ u T2)¹⁰. Prosječni ukupni rezultat na Revidiranoj skali pridružene stigme, kojom smo mjerili internaliziranu stigm, iznosio je $M = 1.4$ ($SD = 0.4$ u T1; $SD = 0.5$ u T2 i T3; raspon rezultata od 1 do 3¹¹). S obzirom da nismo rabili identične mjerne instrumente kao u ranijim istraživanjima, nije moguće izravno usporediti dobivene rezultate s ranijima. Ipak, možemo uočiti da naši rezultati ukazuju na nižu razinu roditeljske stigme u odnosu na neka ranija istraživanja. Primjerice, Mak i Kwok (2010) koje su kao mjeru percipirane stigme također rabile Revidiranu skalu obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca, koja se u odnosu na našu razlikuje u dvije čestice, pronašle su višu razinu percipirane stigme ($M = 2.3$, $SD = 0.4$) na uzorku roditelja djece s poremećajem iz spektra autizma. Iste su autorice rabile Skalu pridružene stigme kao mjeru internalizirane stigme, no originalnu inačicu s 22 čestice. Rezultati su također ukazivali na višu razinu internalizirane stigme ($M = 2.2$, $SD = 0.5$). Slične rezultate pokazalo je i istraživanje Mak i Cheung (2008), u kojem su sudionici bili skrbnici (roditelji, supružnici, djeca te braća i sestre) psihički oboljelih i osoba s intelektualnim teškoćama, te istraživanje Charbonnier i suradnika

¹⁰ Razlika u razini percipirane izravne i neizravne stigme bila je statistički značajna u sve tri točke, ali uz malu veličinu učinka.

¹¹ Percipirana i internalizirana stigma mjerene su na skali od 1 do 4.

(2019), u kojem su sudionici bile majke djece s dijagnozom AD/HD-a. S obzirom da rezultati provedenih validacijskih predanaliza pokazuju da skraćivanje skale nije dovelo do značajnih promjena u distribuciji rezultata (vidi Tablicu 3), rezultate je moguće donekle usporediti.

Jedno od mogućih objašnjenja niže izraženosti stigme kod roditelja djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja jest ranije spomenuta slabija vidljivost poremećaja. Naime, vanjski su simptomi poremećaja obično slabije vidljivi zbog čega je poremećaj često neprepoznat. Zbog toga bi djeca s razvojnim jezičnim poremećajem i njihovi roditelji mogli doživljavati manje stigme u javnosti, a ujedno i manje stigme internalizirati. S druge strane, jedan od čimbenika koji može biti povezan s doživljajem stigme percepcija je ozbiljnosti poremećaja. Istraživanje koje su provele Fernández i Arcia (2004) ukazuje da roditelji u većoj mjeri doživljavaju sram i samookrivljavanje ako djetetove simptome procjenjuju ozbiljnijima, a Charbonnier i suradnici (2019) te Özaslan i Yıldırım (2021) pronašli su pozitivnu povezanost između ozbiljnosti poremećaja i internalizirane stigme kod majki čijoj je djeci dijagnosticiran AD/HD. Slično se pokazalo i kod nositelja stigme. Primjerice, Kamaradova i suradnici (2016) na uzorku su psihički oboljelih osoba ustanovili da je ozbiljnost poremećaja pozitivno povezana s internaliziranom stigmom. Moguće je da roditelji razvojni jezični poremećaj doživljavaju manje ozbiljnim od, primjerice, intelektualnih teškoća ili nekih psihičkih oboljenja. No budući da ovim istraživanjem nismo ispitali roditeljsku percepciju ozbiljnosti djetetovih jezičnih teškoća, ovu pretpostavku trebalo bi dodatno provjeriti.

Također, neka istraživanja ukazuju da razina doživljene stigme može ovisiti i o kulturi u kojoj osoba živi, odnosno da se stigma različito manifestira u kolektivističkim i individualističkim kulturama (za pregled vidi Papadopoulos i sur., 2018). U kolektivističkim kulturama, gdje je veći naglasak na društvenim i obiteljskim vrijednostima, grupnoj pripadnosti te ostvarivanju pojedinaca kroz obiteljske odnose, roditelji bi mogli biti ranjiviji na stigmu zbog osjećaja srama koji su internalizirali tijekom socijalizacije (Chiu i sur, 2013; Ting i sur., 2018). U istočnjačkim kulturama, u kojima su većinom provedena dosadašnja istraživanja, na dijete s invaliditetom u većoj se mjeri gleda kao na negativno iskustvo, sram za obitelj ili čak kaznu za roditelje. Stoga stigma doživljena od šire obitelji i zajednice povećava kod roditelja osjećaj srama i vjerojatnost socijalne izolacije (Dababnah i Parish, 2013). Pokazalo se da višu razinu internalizirane stigme pokazuju roditelji koji su više zabrinuti za svoj društveni status (npr. Mak i Cheung, 2012). S druge strane, u individualističkim se kulturama internalizirana stigma roditelja manje očituje kroz sram, a

više kroz samookrivljavanje i doživljavanje sebe kao lošeg roditelja (vidi npr. Eaton i sur., 2020).

Ove su kulturalne razlike i vjerojatni razlog nešto drugačijih operacionalizacija internalizirane stigme u pojedinim istraživanjima. Skala pridružene stigme (Mak i Cheung, 2008), koja je razvijena u istočnoj kolektivističkoj kulturi, naglasak stavlja na sram i osjećaj manje vrijednosti, dok skala koju su razvili Eaton i suradnici (2019) internaliziranu stigmatu operacionalizira kroz sram, samookrivljavanje i doživljavanje sebe kao lošeg roditelja. U ovom smo istraživanju rabili skraćenu inačicu Skale pridružene stigme (Mak i Cheung, 2008). Iako smo skalu pokušali dopuniti česticama koje zahvaćaju samookrivljavanje i doživljavanje sebe kao lošeg roditelja, na temelju rezultata validacijskih predanaliza odlučeno je da se te čestice ne zadrže. Stoga dobivena niža razina internalizirane stigme može biti i posljedica neprimjerene operacionalizacije konstrukta za našu kulturu. U prilog ovome idu rezultati istraživanja koje su proveli Werner i Shulman (2015) u Izraelu, kulturi koja je u većoj mjeri individualistička (Sagy i sur., 1999) u odnosu na, primjerice, Hong Kong gdje je provedeno istraživanje Mak i Kwok (2010). Ovi su autori također rabili Skalu pridružene stigme te ustanovili nižu razinu internalizirane stigme ($M = 1.7$, $SD = 0.6$). Na potencijalni problem primjenjivosti skale u individualističkim kulturama ukazuju i Mitter i suradnici (2018). Autori primjećuju da su mnoge čestice skale formulirane na način da podrazumijevaju da dijete s teškoćama predstavlja negativno iskustvo te smatraju da bi takve čestice mogle biti manje prihvatljive roditeljima koji nemaju takvo negativno gledište.

Što se tiče negativnih emocionalnih stanja, sudionici su u prosjeku pokazali dobro psihičko funkcioniranje. Prosječna razina negativnih emocionalnih stanja bila je niska u sve tri točke mjerenja ($M = 0.4$, $SD = 0.4$ u T1 i T2; $M = 0.5$, $SD = 0.5$ u T3) te su dobiveni rezultati većinom bili grupirani oko nižih vrijednosti. Kod većine roditelja nije bilo izraženih simptoma depresivnosti, anksioznosti i stresa. Postotak roditelja kod kojih se kroz tri točke mjerenja može uočiti blaga i umjerena razina depresivnosti kreće se oko 17 – 18 %, blagu i umjerenu razinu anksioznosti pokazuje oko 11 – 17 % roditelja, a stresa oko 13 – 17 %. Jako ili ekstremno visoke razine depresivnosti mogu se uočiti kod oko 3 – 5 % roditelja, anksioznosti kod oko 5 – 8 % te stresa kod oko 2 – 6 % (odgovori su kategorizirani prema uputama za bodovanje iz priručnika; P. F. Lovibond i S. H. Lovibond, 1995). U istom periodu kada je provedena prva točka ovog istraživanja, provodio se i drugi val velikog nacionalnog istraživanja psihičkog zdravlja za vrijeme pandemije bolesti COVID-19 u kojem je također primijenjena skala DASS-21. U usporedbi s našim podacima, rezultati tog istraživanja pokazali su izraženije smetnje kod sudionika istraživanja. U poduzorku roditelja 15.5 %

roditelja imalo je jako ili ekstremno visoke rezultate na depresivnosti, 16.2 % na anksioznosti i 21.6 % na stresu. Više razine smetnji pokazivali su roditelji koji su doživljavali više stresa koji proizlazi iz zahtjeva roditeljske uloge (Jokić-Begić i sur., 2021). Briga za djecu s razvojnim teškoćama obično je povezana s većom razinom roditeljskog stresa (vidi npr. Hastings, 2002; Hsiao, 2018; Lee, 2013), no razina roditeljskog stresa može ovisiti o tipu i težini dijagnoze (vidi Hayes i Watson, 2013). S obzirom na ranije spomenuta obilježja razvojnog jezičnog poremećaja, moguće je da je kod ove populacije prisutna niža razina roditeljskog stresa u odnosu na neke druge skupine roditelja djece s razvojnim teškoćama, na što ukazuju i rezultati nekih istraživanja. Primjerice, u istraživanju koje je provela Šaško (2021) ispitane su razlike u razini roditeljskog stresa s obzirom na tip djetetovih teškoća te je ustanovljeno da su roditelji djece s jezično-govorno-glasovnim teškoćama pokazivali najmanju razinu roditeljskog stresa. Ipak, prema rezultatima istraživanja Jokić-Begić i suradnica (2021) očekivali bismo više razine negativnih emocionalnih stanja. Moguće je da su zbog samoselekcije sudionika u našem uzorku u većoj mjeri bili zastupljeni roditelji boljeg psihičkog stanja što je potrebno uzeti u obzir prilikom interpretacije rezultata ovog istraživanja.

Iako su na ispitanoj uzorku i percipirana i internalizirana stigma bile niske, internalizirana je stigma očekivano bila niža. Naime, model samostigmatizacije ne pretpostavlja da će kod svih osoba koje percipiraju da u javnosti postoji stigma prema skupini kojoj pripadaju doći do internalizacije stigme. Međutim, još uvijek nije u potpunosti jasno koji čimbenici doprinose internalizaciji stigme. Model samostigmatizacije također pretpostavlja da neće kod svih pojedinaca koji su stigmom internalizirali doći do narušenog psihičkog funkcioniranja. Dakle, model pretpostavlja progresivni proces te bismo stoga očekivali pad u prosječnom rezultatu između percipirane i internalizirane stigme te internalizirane stigme i negativnih emocionalnih stanja. Također, očekivali bismo više korelacije između faza koje su vremenski bliže nego između udaljenijih faza. Dosadašnja istraživanja nisu u potpunosti potvrdila ove pretpostavke (vidi npr. Boyle, 2013; Corrigan i sur., 2011; Göpfert i sur., 2019). Naši su rezultati pokazali nešto višu prosječnu razinu percipirane stigme u odnosu na internaliziranu, no podjednaku razinu internalizirane stigme i negativnih emocionalnih stanja kroz sve tri točke mjerenja. Kao što je ranije spomenuto, prosječna razina percipirane stigme iznosila je $M = 1.9$, a internalizirane stigme $M = 1.4$ (obje varijable mjerene su na skali od 1 do 4). Prosječna razina negativnih emocionalnih stanja iznosila je $M = 0.4$ u T1 i T2 te $M = 0.5$ u T3. Negativna emocionalna stanja mjerena su na skali od 0 do 3, dakle, transformacijom na skalu od 1 do 4 dobivaju se prosječne vrijednosti

koje su jednake onima za internaliziranu stigmu. Također, korelacije između ovih konstrukata na transverzalnim podacima u pravilu su se pokazale višima između percipirane i internalizirane stigme, dok su korelacije negativnih emocionalnih stanja s oba oblika stigme vrlo slične, odnosno korelacije između internalizirane stigme i negativnih emocionalnih stanja nisu više u odnosu na korelacije između percipirane stigme i negativnih emocionalnih stanja. Dakle, rezultati nisu u potpunosti u skladu s pretpostavkama progresivnog modela. U nastavku ćemo se osvrnuti na rezultate dobivene procjenom autoregresijskog križnog modela kojim smo testirali longitudinalne odnose među konstruktima.

Longitudinalni odnosi između percipirane stigme, atribucija uzroka djetetova poremećaja, internalizirane stigme te negativnih emocionalnih stanja

Kao što je ranije navedeno, cilj je ovog istraživanja bio provjera atribucijskog modela samostigmatizacije roditelja djece s razvojnim teškoćama. Kako bismo doprinijeli boljem razumijevanju procesa samostigmatizacije, proveli smo longitudinalno istraživanje koje nam omogućuje ispitivanje odnosa između konstrukata kroz vrijeme. Pritom smo htjeli odgovoriti na dva istraživačka problema: (1) ispitati posreduju li atribucije uzroka djetetova poremećaja, tj. dimenzije lokusa, kontrole i stabilnosti uzroka, odnos između percipirane i internalizirane stigme kod roditelja djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja te (2) ispitati učinke roditeljske stigme i atribucija na psihičko funkcioniranje roditelja.

Sukladno polaznim teorijskim osnovama te rezultatima ranijih istraživanja postavili smo nekoliko hipoteza. Pretpostavili smo da će percipirana stigma imati značajan pozitivan longitudinalni učinak na razinu internalizirane stigme kod roditelja, no da će ovaj odnos barem djelomično biti posredovan percepcijama lokusa, mogućnosti kontrole i stabilnosti uzroka djetetova poremećaja. Konkretnije, pretpostavili smo da će viša razina percipirane stigme prema roditeljima djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja dovesti do pripisivanja djetetovog poremećaja više unutarnjim i stabilnim uzrocima koji su manje podložni njihovoj osobnoj kontroli te da će ovakav obrazac atribucija dovesti do veće internalizacije stigme. Posljedično, viša razina internalizirane stigme bit će povezana s porastom negativnih emocionalnih doživljaja. Također, pretpostavili smo da će internalizirana stigma u potpunosti posredovati odnos između atribucija uzroka djetetova poremećaja i negativnih emocionalnih stanja roditelja, odnosno da atribucije neće imati izravni longitudinalni učinak na razinu negativnih emocionalnih stanja kod roditelja.

Odnos percipirane i internalizirane stigme

Sukladno našoj pretpostavci, dobiven je statistički značajan izravni učinak percipirane stigme na internaliziranu stigmu. Učinak je bio značajan i pozitivan u oba vremenska intervala. Viša razina percipirane stigme prema roditeljima čija djeca imaju razvojni jezični poremećaj u T1 i T2 bila je povezana s porastom razine internalizirane stigme nakon tri mjeseca (u T2 i T3). Ovaj odnos ostao je nepromijenjen i nakon kontrole nekih individualnih razlika između sudionika (broja djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja u obitelji, broja dodatnih teškoća kod djeteta, vremena proteklog od uključivanja djeteta u logopedsku terapiju, spola djeteta i roditelja, stupnja obrazovanja roditelja, veličine mjesta stanovanja, prisutnosti druge djece s teškoćama u obitelji te prisutnosti jezičnih i/ili govornih teškoća kod roditelja). Također, odnos se pokazao vremenski stabilnim, odnosno nije dobivena značajna razlika u visini učinka percipirane stigme na internaliziranu između dvaju vremenskih intervala. Rezultati ne ukazuju na obrnuti odnos, tj. učinak internalizirane stigme na percipiranu nije se pokazao statistički značajnim. Drugim riječima, rezultati ne ukazuju da povećana internalizacija stigme povratno djeluje na pojačanu percepciju javne stigme.

Ovaj je rezultat u skladu s pretpostavkama sociokognitivnog modela samostigmatizacije (Corrigan i Rao, 2012; Corrigan, Watson i Barr, 2006; Watson i sur., 2007) prema kojem je svjesnost o postojanju javne stigme preduvjet za razvoj samostigme. Ovakav su rezultat dobili i Vogel i suradnici (2013) koji su na uzorku studenata ispitivali longitudinalni odnos između percipirane i internalizirane stigme korisnika psiholoških usluga. Njihovi su rezultati također pokazali pozitivan učinak percipirane stigme na internaliziranu stigmu mjerenu tri mjeseca kasnije, dok obrnuti učinak nije bio značajan. Za razliku od Vogel i suradnika (2013) koji su ispitivali stigmu nositelja, odnosno osoba koje posjeduju stigmatizirajuća obilježja, ovim smo istraživanjem ispitali odnos između percipirane i internalizirane stigme roditelja djece s razvojnim teškoćama. Kao što je već spomenuto, roditelji stigmatizirane djece, koji sami ne posjeduju stigmatizirajuća obilježja, doživljavaju stigmu na drugačiji način nego nositelji stigme. Osobe bliske stigmatiziranim pojedincima obično su stigmatizirane posredno zbog svoje povezanosti s nositeljem stigme. No, zbog svoje uloge u djetetovu razvoju, roditelji su i izravno stigmatizirani kroz okrivljavanje za djetetove teškoće. Dakle, roditelji djece s teškoćama obično su izloženi dvostrukoj stigmatizaciji, neizravnoj i izravnoj (Eaton i sur., 2020; Francis, 2012).

Ranija istraživanja pokazala su da su roditelji svjesni postojanja stigme u javnosti (npr. Eaton i sur., 2016; Macharey i von Suchodoletz, 2008) te da i kod njih, kao i kod nositelja

stigmatu, može doći do internalizacije stigme (npr. Chiu i sur., 2013; Mak i Cheung, 2008). Percipirana je stigma konzistentno pokazala pozitivnu povezanost s internaliziranom stigmom roditelja (vidi npr. Čolić i sur., 2022; Eaton i sur., 2020; Mak i Kwok, 2010), no ovaj je odnos ispitivan na transverzalnim podacima zbog čega su ograničeni zaključci o smjeru i eventualnoj recipročnosti odnosa. Rezultati ovog istraživanja sugeriraju da se raniji zaključci o longitudinalnom odnosu između percipirane i internalizirane stigme mogu generalizirati i na roditelje djece s teškoćama. Iako su sudionici istraživanja bili samo roditelji djece koja imaju dijagnozu razvojnog jezičnog poremećaja te rezultati ukazuju na nisku prosječnu razinu stigme kod roditelja, pogotovo internalizirane, longitudinalni odnos se pokazao značajnim unatoč ograničenom rasponu rezultata. Također, za razliku od istraživanja Vogel i suradnika (2013) koje je provedeno kroz dvije vremenske točke, naše je istraživanje provedeno kroz tri što omogućuje i provjeru vremenske stabilnosti odnosa, koja je u ovom slučaju potvrđena. Visina dobivenih učinaka u dva vremenska intervala kreće se oko $\beta = .20$.

Odnos atribucija uzroka djetetova poremećaja s roditeljskom stigmom i psihičkim funkcioniranjem roditelja

Naši rezultati ukazuju na povezanost percipirane i internalizirane stigme kroz vrijeme, no jedna od pretpostavki ovog istraživanja bila je da će atribucije uzroka djetetova poremećaja barem djelomično posredovati ovaj odnos. Iako ranija istraživanja ukazuju da atribucije uzroka negativnih ishoda, primjerice ozbiljne bolesti, mogu imati bitnu ulogu u prilagodbi pojedinaca na te negativne ishode, rezultati su nejednoznačni. Jedno od mogućih objašnjenja različitih rezultata moglo bi biti u tome što su se istraživanja bavila prilagodbom na različite negativne ishode, no i u kontekstu prilagodbe roditelja na djetetove razvojne teškoće ili kronične bolesti postoje neslaganja u zaključcima (vidi npr. Affleck i sur., 1985; Bearison i sur., 1993; Hall i sur., 1997; Mickelson i sur., 1999; Tennen i sur., 1986).

Roditelji djetetove teškoće obično pripisuju većem broju uzroka, a kojim će uzrocima biti skloniji ovisi i o djetetovoj dijagnozi (vidi npr. Mickelson i sur., 1999). Kvalitativni odgovori prikupljeni u okviru prve vremenske točke provedenog istraživanja pokazali su da se uzroci kojima roditelji pripisuju djetetov razvojni jezični poremećaj mogu podijeliti u nekoliko širih kategorija: (1) genetski čimbenici, (2) pre- i perinatalni rizični čimbenici, (3) fizički, neurološki i zdravstveni čimbenici, (4) neadekvatan jezični unos i reakcije roditelja, (5) izloženost ekranima, (6) lijekovi i medicinski zahvati tijekom ranog djetinjstva, (7) kognitivni čimbenici, (8) osobine djeteta, (9) jaki stres, (10) kašnjenje u razvoju te (11)

uporaba dudu i bočica. Ove su kategorije slične odgovorima roditelja o uzrocima djetetovog jezičnog kašnjenja u istraživanju koje su proveli Marshall i suradnici (2007). Naši su sudionici djetetov razvojni jezični poremećaj u najvećoj mjeri pripisivali genetskim čimbenicima (23.9 %) te različitim pre- i perinatalnim rizičnim čimbenicima (21.7 %), a najmanje uporabi dudu i bočica (svega dvoje roditelja ili 0.9 %), dok oko 3 % roditelja smatra da se radi o običnom kašnjenju, odnosno odstupanju u razvoju. Oko 22 % navodi uzrok koji stavlja odgovornost na roditelja (npr. premalo razgovaranja ili čitanja s djetetom, nepravovremeno ispravljanje pogrešaka, pretjerano i prerano izlaganje ekranima i sl.). Iako točan uzrok razvojnog jezičnog poremećaja nije poznat, smatra se da njegovu razvoju doprinose različiti genetski i okolinski rizični čimbenici koji djeluju u interakciji (Bishop, 2006). Ovom gledištu najviše odgovaraju roditeljske atribucije koje se odnose na genetske čimbenike te različite pre- i perinatalne rizične čimbenike, odnosno odgovori koji su bili najzastupljeniji.

Također, može se uočiti da su odgovore koji stave odgovornost na roditelje (neadekvatan jezični unos i reakcije roditelja te izloženost ekranima), kao i one koji se odnose na osobine djeteta, davali roditelji kod kojih je u prosjeku prošlo najmanje vremena od dobivanja djetetove dijagnoze. Moguće je da je ovo povezano sa slabijom informiranošću roditelja koji su tek na početku procesa suočavanja s novom dijagnozom te bi s prolaskom vremena i prikupljanjem informacija o poremećaju moglo doći do promjena u atribucijama. Naime, kako neki autori navode, fokus atribucija se s vremenom može prebaciti s osobnih uzroka i samookrivljavanja za negativni ishod na situacijske čimbenike (za detaljniju raspravu vidi Downey i sur., 1990). Također, treba napomenuti da neki sudionici uopće nisu odgovorili na pitanja o uzroku djetetovog jezičnog poremećaja. Iako atribucijski teoretičari pretpostavljaju da su ljudi motivirani za traženje uzroka negativnih ishoda, neka istraživanja ukazuju da se neće svi pojedinci upuštati u atribucijsku analizu (vidi npr. Downey i sur., 1990). Stoga je moguće da neki sudionici nisu odgovorili zato što nikada nisu razmišljali u uzroku djetetovog jezičnog poremećaja.

Zadatak sudionika bio je da uzrok koji smatraju najvjerojatnijim za djetetov razvojni jezični poremećaj procijene na dimenzijama lokusa, osobne kontrole i stabilnosti. Osim što su roditelji djetetov razvojni jezični poremećaj pripisivali različitim uzrocima, procjene na dimenzijama ukazuju da roditelji različito doživljavaju uzroke unutar iste sadržajne kategorije (rasponi odgovora bili su vrlo široki na sve tri dimenzije). Iako neke kategorije, primjerice pre- i perinatalni rizični čimbenici, uključuju širi raspon odgovora (od uzroka povezanih s majkom do uzroka povezanih s porodom i postupcima liječnika) te bi to moglo biti povezano

s velikim varijabilitetom na procjenama lokusa, kontrole i stabilnosti, veliki varijabilitet se može uočiti i unutar užih kategorija, kao što su primjerice genetski čimbenici. Ipak, moguće je uočiti neke trendove u prosječnim procjenama lokusa, kontrole i stabilnosti pojedinih kategorija uzroka. Roditelji su procjenjivali da vanjski lokus u najvećoj mjeri imaju uzroci koji se odnose na lijekove i medicinske zahvate u ranoj dobi te kognitivne čimbenike (djetetove kognitivne sposobnosti). Najmanje vanjski lokus su pripisivali genetskim čimbenicima, neadekvatnom jezičnom unosu i reakcijama roditelja te osobinama djeteta. Međutim, lokus je općenito za sve uzroke u prosjeku procjenjivan kao vanjski, što ukazuje na moguće pristranosti u procjenama povezane s donošenjem atribucija u vlastitu korist (Hewstone, 1998). Što se tiče osobne kontrole, izloženost ekranima te neadekvatan jezični unos i reakcije roditelja procijenjeni su kao uzroci nad kojima roditelji imaju najviše osobne kontrole, dok su pre- i perinatalni čimbenici oni nad kojima percipiraju najmanje kontrole, nakon čega slijede genetski čimbenici te lijekovi i medicinski zahvati tijekom ranog djetinjstva. Najstabilnijima su procijenjeni genetski čimbenici, a najmanje neadekvatan jezični unos i reakcije roditelja, izloženost ekranima te osobine djeteta. Slično našim rezultatima, na povezanost bioloških atribucija s percepcijom veće stabilnosti i manje osobne kontrole ukazuju i rezultati istraživanja koje je proveo Boyle (2016).

Za razliku od većine ranih istraživanja atribucija i prilagodbe na negativne životne ishode, u ovom istraživanju cilj nam nije bio povezati stigmatu i psihičko funkcioniranje roditelja s konkretnim uzrocima kojima pripisuju djetetov jezični poremećaj, nego polazimo od pristupa usmjerenog na kauzalne dimenzije. Prema Weinerovoj (1985) teoriji, kognitivne, afektivne i ponašajne reakcije na neki negativni ishod nisu određene konkretnim uzrokom, nego kako taj uzrok doživljavamo u terminima lokusa, kontrole i stabilnosti. Sukladno pretpostavkama njegove teorije, pretpostavili smo da će svjesnost roditelja o postojanju javne stigme prema roditeljima djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja potaknuti atribucijsku analizu, odnosno da će se roditelji pitati zbog čega ih socijalna okolina obezvrjeđuje i okrivljava za djetetov poremećaj te da će zbog toga preispitivati svoju ulogu u razvoju djetetovog poremećaja. Da svjesnost o postojanju stigme prema roditeljima kod njih može dovesti do preispitivanja njihove uloge u razvoju djetetovog poremećaja ukazuju i kvalitativni odgovori roditelja iz istraživanja koje su proveli Eaton i suradnici (2016). Posljedično, očekivali smo da će roditelji koji donose neadaptivne atribucije, odnosno unutarnje, stabilne i nepodložne osobnoj kontroli, biti skloniji stigmatu prihvatiti i internalizirati. Dakle, pretpostavljali smo da će percepcije lokusa, osobne kontrole i stabilnosti

uzroka djetetova poremećaja imati ulogu medijatora u odnosu percipirane i internalizirane stigme roditelja, no naša hipoteza nije potvrđena.

Iako su pronađene neke značajne bivarijatne korelacije između dimenzija atribucija i dvaju oblika stigme unutar istih i između različitih vremenskih točaka, one su uglavnom niske (visina korelacija kreće se između $\Phi = .14$ i $.25$) i nisu postojane kroz vrijeme. Unutar iste vremenske točke percipirana je stigma imala značajnu korelaciju s kontrolom samo unutar T1, sa stabilnosti unutar T2 te s lokusom unutar T3, a internalizirana stigma s lokusom i stabilnosti unutar T3. Pritom su dobivene pozitivne korelacije oba oblika stigme s lokusom i stabilnosti uzroka, dok je korelacija s osobnom kontrolom bila negativna. Osim između atribucija i stigme, pronađene su i neke značajne bivarijatne korelacije između pojedinih dimenzija atribucija i negativnih emocionalnih stanja. Procjena stabilnosti uzroka djetetova poremećaja bila je pozitivno povezana s razinom negativnih emocionalnih stanja u T1 i T2. Ovakav obrazac korelacija sukladan je nekim ranijim rezultatima. Primjerice, Boyle (2016) je na uzorku osoba koje mučaju pronašao negativnu povezanost osobne kontrole i internalizirane stigme te pozitivnu povezanost stabilnosti uzroka i internalizirane stigme. Istraživanje koje su proveli Roesch i Weiner (2001) ukazuje na negativnu povezanost prilagodbe pojedinaca na bolest s lokusom i stabilnosti uzroka te pozitivnu povezanost s mogućnosti kontrole. Pripisivanje bolesti unutarnjim i stabilnim uzrocima koji nisu podložni kontroli bilo je neizravno povezano sa slabijom prilagodbom pojedinaca preko izbjegavajućih strategija suočavanja. Slični su rezultati dobiveni i na uzorcima roditelja djece s različitim razvojnim teškoćama. Primjerice, Mak i Kwok (2010) na uzorku su roditelja djece s poremećajem iz spektra autizma pronašle negativnu povezanost dimenzije osobne kontrole s percipiranom i internaliziranom stigmom, pri čemu je kontrola posredovala odnos između percipirane i internalizirane stigme. Suprotno navedenim istraživanjima, Robinson (2001) nije pronašla povezanost između dimenzije osobne kontrole i strategija suočavanja na uzorku majki djece s intelektualnim teškoćama, poremećajem iz spektra autizma i cerebralnom paralizom. No dimenzije lokusa i stabilnosti pokazale su se negativno povezanim sa suočavanjem usmjerenim na problem, odnosno adaptivnije strategije suočavanja rabile su majke koje su djetetove teškoće pripisivale vanjskim i nestabilnim uzrocima.

Navedeni su rezultati dobiveni na transverzalnim podacima, međutim, istraživanje Brown i Siegel (1988) ukazuje da bi atribucije negativnih ishoda mogle imati i longitudinalne učinke na prilagodbu pojedinaca. Iako su u našem istraživanju dobivene neke značajne bivarijatne korelacije između atribucija i stigme mjerenih u različitim vremenskim točkama (između kontrole iz T1 i T2 i percipirane stigme iz T3, lokusa iz T3 i percipirane stigme iz T1

i T2, kontrole i stabilnosti iz T1 i internalizirane stigme iz T3 te lokusa iz T2 i T3 i internalizirane stigme iz T1) te atribucija i negativnih emocionalnih stanja mjerenih u različitim vremenskim točkama (između lokusa iz T3 i negativnih emocionalnih stanja iz T1 i T2 te stabilnosti iz T1 i T2 i negativnih emocionalnih stanja iz T1 i T2), većina križnih učinaka dobivenih nakon kontrole autoregresijskih učinaka konstrukata i njihovih kovarijanci unutar iste vremenske točke pokazala se neznčajnima. Jedini značajan križni učinak dobiven je između percipirane stigme i percepcije lokusa uzroka djetetova poremećaja, pri čemu je percipirana stigma iz T2 imala pozitivan učinak na lokus uzroka iz T3 (model bez kontrolnih varijabli: $\beta_{T2,T3} = .29, p = .036$; model s kontrolnim varijablama; $\beta_{T2,T3} = .27, p = .044$). Dakle, sukladno našoj pretpostavci, viša razina percipirane stigme, odnosno uočavanja da okolina obezvrjeđuje i okrivljava roditelje za djetetov poremećaj, bila je povezana s porastom u pripisivanju djetetovog poremećaja unutarnjim uzrocima, odnosno uzrocima vezanima uz roditelja, tri mjeseca kasnije. Međutim, nije dobiven značajan učinak percipirane stigme iz T1 na lokus uzroka iz T2, što ukazuje da učinak nije stabilan tijekom vremena. U obzir treba uzeti da je lokus uzroka mjeren supskalom koja je pokazala relativno nisku pouzdanost te da ovaj parametar ima višu standardnu pogrešku u odnosu na ostale križne parametre u modelu. S obzirom na veću nestabilnost ovog parametra, dobivene je rezultate potrebno tumačiti s oprezom.

Što se tiče longitudinalnih učinaka atribucija na internaliziranu stigmu, nije dobiven niti jedan značajan učinak. Pripisivanje djetetovog razvojnog jezičnog poremećaja uzrocima koji su u većoj mjeri unutarnji, stabilni i nepodložni osobnoj kontroli nije bilo povezano s porastom u internalizaciji stigme nakon tri mjeseca. Dakle, naša hipoteza da će atribucije uzroka djetetovog poremećaja imati ulogu medijatora u odnosu između percipirane i internalizirane stigme nije potvrđena. Također, obrnuti longitudinalni učinci, odnosno učinci atribucija na percepciju stigme prema roditeljima te učinci internalizirane stigme na atribucije nisu se pokazali značajnima. Pripisivanje djetetovog razvojnog jezičnog poremećaja uzrocima koji su u većoj mjeri unutarnji, stabilni i nepodložni osobnoj kontroli nije bilo povezano s porastom u percepciji stigme prema roditeljima tri mjeseca kasnije, što je u skladu i s rezultatima Mickelson i suradnika (1999). Niti viša razina internalizirane stigme nije bila povezana s porastom u objašnjavanju djetetovog poremećaja neadaptivnim atribucijama. Ipak, atribucije uzroka djetetovog razvojnog jezičnog poremećaja imale su jedan značajan longitudinalni učinak na negativna emocionalna stanja roditelja. Naime, dobiven je pozitivan križni učinak stabilnosti uzroka djetetova poremećaja na negativna emocionalna stanja roditelja, ali samo iz T1 na T2. Veća percepcija stabilnosti uzroka djetetova poremećaja u T1

bila je povezana s porastom razine negativnih emocionalnih stanja kod roditelja tri mjeseca kasnije. Ovaj rezultat djelomično potvrđuje rezultate Brown i Siegel (1988) koji su ustanovili pozitivnu povezanost između pripisivanja negativnih ishoda unutarnjim, stabilnim uzrocima koji nisu podložni kontroli i depresivnosti devet mjeseci kasnije, uz kontrolu početne razine depresivnosti. Dobiveni je učinak bio značajan i nakon kontrole individualnih razlika (model bez kontrolnih varijabli: $\beta_{T1,T2} = .21, p = .006$; model s kontrolnim varijablama: $\beta_{T1,T2} = .24, p = .008$), no nije stabilan kroz vrijeme. Ostale dimenzije atribucija nisu imale značajne križne učinke na negativna emocionalna stanja, niti su dobiveni obrnuti učinci negativnih emocionalnih stanja na atribuiranje uzroka djetetova poremećaja.

U kontekstu samostigme, u dosadašnjim istraživanjima koja polaze od atribucijskog pristupa usmjerenog na kauzalne dimenzije najviše je ispitivana dimenzija kontrole, no rezultati su nejednoznačni (vidi npr. Boyle, 2016; Mak i sur., 2007; Mak i Kwok, 2010; Mak i Wu, 2006). U obzir treba uzeti da u pojedinim istraživanjima nije mjerena kontrola uzroka koji je doveo do poremećaja, nego mogućnost kontrole poremećaja i stigme u svakodnevnom životu. Primjerice, u istraživanju koje je proveo Boyle (2016) od sudionika se tražilo da zamisle da su u situaciji u kojoj se tijekom razgovora s drugom osobom javilo mucanje te da procijene u kojoj je mjeri uzrok mucanja u toj situaciji podložan kontroli. Način na koji je pitanje postavljeno otvara mogućnost da odgovori sudionika odražavaju procjenu mogućnosti kontrole poremećaja u svakodnevnom životu, a ne uzroka koji su doveli do razvoja poremećaja. S druge strane, Mak i Kwok (2010) od svojih su sudionika tražile da procijene mogućnost kontrole nad uzrokom djetetova poremećaja, djetetovim ponašanjem te stigmom. Kao mjeru kontrole koristile su kombinirani rezultat, međutim, procjena kontrole se za ova tri aspekta može razlikovati. Primjerice, djetetovo ponašanje može biti percipirano kao podložnije kontroli nego sam uzrok poremećaja te bi rezultati možda bili drugačiji da je fokus bio stavljen samo na uzrok poremećaja. Iako su i u našem istraživanju pronađene neke negativne bivarijantne korelacije između procjene osobne kontrole nad uzrokom djetetova poremećaja i stigme, one su u pravilu niže od korelacija dobivenih u spomenutim istraživanjima. Moguće je da percepcija kontrole nad trenutnim djetetovim stanjem ima važniju ulogu u razvoju samostigme roditelja nego percepcija kontrole nad uzrokom koji je doveo do poremećaja, no ovu je pretpostavku potrebno dodatno ispitati.

S druge strane, moguće je da atribucije uzroka djetetova poremećaja i ispitani konstrukti nemaju longitudinalne odnose kroz vrijeme ili da su odnosi promjenjivi tijekom vremena te stoga ovise o periodu u kojem su konstrukti mjereni. Downey i suradnici (1990) navode tri moguća odnosa između atribucija uzroka negativnog ishoda i prilagodbe: (1)

neadaptivne atribucije dovode do slabije prilagodbe, (2) slabija prilagodba dovodi do pripisivanja negativnog ishoda neadaptivnim atribucijama te (3) neadaptivne atribucije i slabija prilagodba događaju se simultano, odnosno kovariraju u istoj vremenskoj točki, ali nemaju izravne učinke jedne na druge tijekom vremena. Rezultati njihovog longitudinalnog istraživanja idu u prilog trećoj pretpostavci. Naime, iako nisu pronašli značajne longitudinalne učinke, atribucije uzroka iznenadne smrti dojenčeta te uznemirenost roditelja bili su u značajnim međusobnim korelacijama unutar iste vremenske točke (Downey i sur., 1990). Međutim, autori navode da je prilikom istraživanja odnosa atribucija uzroka negativnih ishoda i prilagodbe u obzir potrebno uzeti vrijeme proteklo od negativnog ishoda, budući da se atribucije uzroka, a i visina povezanosti atribucija s pokazateljima prilagodbe, s vremenom mogu mijenjati (za detaljniju raspravu vidi Downey i sur., 1990). U našem smo istraživanju ustanovili negativnu povezanost vremena proteklog od dobivanja djetetove dijagnoze i uključivanja u logopedsku terapiju s procjenom lokusa uzroka u T1 i osobne kontrole nad uzrokom u sve tri točke istraživanja te pozitivnu povezanost s procjenom stabilnosti uzroka u sve tri točke. Iako su dobivene korelacije niske, ukazuju da s vremenom dolazi do promjena u roditeljskim percepcijama uzroka djetetova poremećaja. Iz dobivenih autoregresijskih učinaka pojedinih konstrukata također se može uočiti da su percepcije lokusa i osobne kontrole imale nešto nižu stabilnost od ostalih konstrukata.

Osim promjena u samim atribucijama, odnosno u procjenama lokusa, kontrole i stabilnosti uzroka, moguće je da tijekom vremena dolazi i do promjena u visini povezanosti između atribucija i pokazatelja prilagodbe. Na ovo ukazuju neka ranija istraživanja koja su dobila različite visine povezanosti između atribucija i prilagodbe na isti negativni ishod, a razlikovala su se u vremenu koje je prošlo od ishoda (vidi npr. Bulman i Wortman, 1977; Schulz i Decker, 1985). Kao što je ranije navedeno, korelacije između triju dimenzija atribucija i doživljaja stigme te negativnih emocionalnih stanja dobivene u ovom istraživanju nisu bile postojane tijekom vremena, kao niti dobiveni križni učinci. Ovi rezultati ukazuju na nestabilnost ispitanih odnosa tijekom vremena, no potrebna su dodatna longitudinalna istraživanja kako bismo bolje razumjeli kako se odnosi između atribucija uzroka djetetova poremećaja i doživljaja stigme te negativnih emocionalnih stanja kod roditelja mijenjaju tijekom vremena. Pritom bi buduća longitudinalna istraživanja uloge atribucija u procesu samostigmatizacije ove odnose trebala provjeriti na skupini koja je homogena po pitanju vremena proteklog od dobivanja djetetove dijagnoze. Naime, treba napomenuti da su sudionici našeg istraživanja bili jako heterogeni prema vremenu koje je prošlo otkad su saznali djetetovu dijagnozu te je to moglo dodatno utjecati na rezultate. U uzorak su bili

uključeni roditelji koji su tek nedavno saznali djetetovu dijagnozu, ali i oni kod kojih je prošlo već oko 12 godina. Dakle, sudionici nisu bili u istoj fazi prilagodbe na djetetovu dijagnozu.

Prema Miller (1994), roditelji djece s razvojnim teškoćama prolaze kroz četiri faze prilagodbe. Prva je faza preživljavanja koja se odnosi na reakciju i suočavanje sa spoznajom da je dijete visokorizično u pogledu razvojnog ishoda, odnosno da ima razvojne teškoće (reakcije roditelja mogu uključivati šok, ljutnu, negiranje, strah, tugu, osjećaje krivnje i srama, samosažaljenje te sumnju u sebe). Druga faza je faza potrage koja započinje kada roditelj shvati da će njegov život biti drugačiji od planiranog, a odnosi se na potragu za dijagnozom i potrebnim terapijama za dijete (vanjska potraga) te na unutarnje propitkivanje značenja nove situacije za odnose unutar obitelji i planove za budućnost koji su postojali prije dijagnoze (unutarnja potraga). Faza smještanja nastupa nakon završetka potrage kada dolazi do postizanja nove stabilnosti u obitelji. Posljednja faza odnosi se na postepeno odvajanje od djeteta, odnosno na djetetovo postizanje samostalnosti i odvajanje od roditelja. Iako je ovaj proces složen i dinamičan te se tempo može razlikovati između pojedinaca, traženje uzroka djetetova poremećaja i učinak atribucija na prilagodbu roditelja vjerojatno je izraženije u ranijim fazama. Dakle, široki raspon vremena koje je prošlo od dobivanja djetetove dijagnoze prisutan u našem uzorku mogući je razlog zašto ni unutar istih vremenskih točaka nismo ustanovili veće i postojanije povezanosti između atribucija i stigme te negativnih emocionalnih stanja.

Iako provedeno istraživanje nije pokazalo da atribucije uzroka djetetova poremećaja posreduju odnos između percipirane i internalizirane stigme roditelja, naši rezultati potvrđuju pretpostavku da do internalizacije stigme neće doći kod svih roditelja. Razumijevanje mehanizama koji su u podlozi odnosa između percipirane i internalizirane stigme važno je iz perspektive razvoja intervencija usmjerenih na smanjivanje doživljaja stigme kod roditelja. Neki od čimbenika koji bi mogli doprinositi internalizaciji stigme ili umanjiti učinke percipirane stigme na internaliziranu su, primjerice, roditeljska samoefikasnost (vidi npr. Rosenblum-Fishman, 2013), otpornost (vidi npr. Kim i Jang, 2019; Luo i sur., 2021; Post i sur., 2021), samosuosjećanje (vidi npr. Heath i sur., 2018; Pyszkowska i sur., 2021; Wong i sur., 2016), zabrinutost za vlastiti društveni status (vidi npr. Mak i Cheung, 2012), osobna identifikacija sa stigmatiziranom grupom i percipirana legitimnost javne stigme (vidi npr. Corrigan i Watson, 2002; Schibalski i sur., 2017) te kognitivna fuzija (vidi npr. Pyszkowska i sur., 2021), odnosno manjak sposobnosti razlikovanja misli od realnosti (Herzberg i sur., 2012). Međutim, ulogu ovih čimbenika u procesu samostigmatizacije potrebno je provjeriti longitudinalnim istraživanjima.

Odnos internalizirane stigme i psihičkog funkcioniranja roditelja

Dosadašnja istraživanja konzistentno pokazuju da je stigma povezana s narušenim psihičkim funkcioniranjem pojedinaca i narušenom kvalitetom života (npr. Charbonnier i sur., 2019; Chiu i sur., 2013; Corrigan i sur., 2011; Eaton i sur., 2020; Göpfert i sur., 2019; Kim i Jang, 2019; Ma i Mak, 2016; Mak i Cheung, 2012; Mak i Kwok, 2010; Özaslan i Yıldırım, 2021; Ting i sur., 2018; Trigueros i sur., 2022; Wong i sur., 2016), pri čemu rezultati ukazuju da javna stigma ima neizravni učinak na psihičko funkcioniranje pojedinca preko internalizirane stigme. Model samostigmatizacije koji smo testirali u ovom istraživanju pretpostavljao je serijalnu medijaciju, odnosno da će percipirana stigma imati učinak na atribucije uzroka djetetova poremećaja, atribucije na internaliziranu stigmu, a internalizirana stigma na negativna emocionalna stanja. Izravni učinci internalizirane stigme na negativna emocionalna stanja nisu potvrđeni i internalizirana stigma nije bila medijator odnosa između atribucija uzroka djetetova poremećaja i negativnih emocionalnih stanja roditelja, stoga naša hipoteza nije potvrđena. Kao što je ranije navedeno, suprotno našim očekivanjima, percepcija stabilnosti uzroka djetetova poremećaja imala je izravni učinak na negativna emocionalna stanja, ali samo iz T1 na T2. Internalizirana stigma i negativna emocionalna stanja značajno su pozitivno korelirala unutar te između svih vremenskih točaka, no internalizirana stigma nije imala značajan križni učinak na negativna emocionalna stanja roditelja ni u jednom vremenskom intervalu.

Međutim, dobili smo jedan obrnuti učinak. Negativna emocionalna stanja roditelja iz T2 imala su značajan pozitivan učinak na internaliziranu stigmu iz T3, odnosno povišena razina negativnih emocionalnih stanja iz T2 bila je povezana s porastom u internalizaciji stigme u T3. Ovaj je učinak ostao značajan i nakon kontrole individualnih razlika sudionika (model bez kontrolnih varijabli: $\beta_{T2,T3} = .22$, $p = .007$; model s kontrolnim varijablama: $\beta_{T2,T3} = .22$, $p = .009$), no nije stabilan kroz vrijeme. S obzirom da su rezultati pokazali značajan učinak percepcije stabilnosti uzroka djetetova poremećaja iz T1 na negativna emocionalna stanja iz T2 te značajan učinak negativnih emocionalnih stanja iz T2 na internaliziranu stigmu iz T3, dodatno smo testirali ima li percepcija stabilnosti uzroka djetetova poremećaja neizravni učinak na internaliziranu stigmu preko negativnih emocionalnih stanja. Neizravni učinak nije bio statistički značajan (model bez kontrolnih varijabli: $\beta_{ind} = .05$, $SE = .03$, $p = .055$; model s kontrolnim varijablama: $\beta_{ind} = .06$, $SE = .03$, $p = .060$), međutim, u obzir je potrebno uzeti da je veličina uzorka bila relativno mala zbog čega vjerojatno nije postignuta dovoljna razina statističke snage za test neizravnih učinaka. Dakle, rezultati provedenog

istraživanja ukazuju da je veća percepcija stabilnosti uzroka djetetovog razvojnog jezičnog poremećaja povezana s porastom u negativnim emocionalnim stanjima roditelja tri mjeseca kasnije, a viša razina negativnih emocionalnih stanja povezana je s porastom u internalizaciji stigme tri mjeseca kasnije. Roditelji koji poremećaj percipiraju stabilnijim doživljavaju tijekom vremena više negativnih emocionalnih stanja, a viša razina negativnih emocionalnih stanja čini roditelje ranjivijima za internalizaciju stigme.

Dosadašnja istraživanja koja su ustanovila povezanost internalizirane stigme s različitim negativnim posljedicama uglavnom su transversalna te iz dobivenih rezultata nije moguće zaključivati o smjeru odnosa. Neka su istraživanja varijable poput samopoštovanja, subjektivnog blagostanja i tereta njegovatelja proučavala kao prediktore internalizirane stigme, a ne posljedice (vidi npr. Mitter i sur., 2018; Özaslan i Yıldırım, 2021; Ting i sur., 2018). Iako neka longitudinalna istraživanja ukazuju na učinak stigme (percipirane, internalizirane ili doživljene) na samopoštovanje, depresivnost i psihičku uznemirenost roditelja, a ne obrnuto (vidi npr. Chan i sur., 2023; Link i sur., 2001; Mak i sur., 2007), ne možemo u potpunosti isključiti recipročnost odnosa. Naime, prema Fung i suradnicima (2008), narušeno psihičko funkcioniranje, koje se javlja kao posljedica izloženosti javnoj stigmatizaciji te njene internalizacije, posljedično dovodi do povećane percepcije javne stigme. Drugim riječima, pretpostavka je modela samostigmatizacije da se procesi odvijaju ciklički: percepcija javne stigme dovodi do internalizacije stigme, internalizacija do narušenog psihičkog funkcioniranja, a narušeno psihičko funkcioniranje posljedično do veće osjetljivosti pojedinca na stigmatizaciju.

U prilog ovoj pretpostavci idu rezultati Chi i suradnika (2014) koji su na uzorku djece čiji su roditelji preminuli zbog HIV/AIDS-a ili su HIV pozitivni ustanovili longitudinalni učinak doživljene stigme na depresivne simptome, ali i učinak depresivnih simptoma na percipiranu stigmatizaciju te neizravni učinak depresivnih simptoma na doživljenu stigmatizaciju preko percipirane stigme. Na obrnuti učinak ukazuju i rezultati Ben-Zeev i suradnika (2012) koji su na uzorku osoba s dijagnozom shizofrenije ustanovili da je negativni afekt predviđao porast u intenzitetu samostigmatizirajućih uvjerenja kroz vrijeme. Također, kvalitativni odgovori roditelja čija djeca imaju poremećaj iz spektra autizma ukazuju da roditelji smatraju da njihovo psihičko stanje ima važnu ulogu u njihovom nošenju sa stigmatizacijom, odnosno roditelji uočavaju da lošije reagiraju na stigmatizaciju kada je njihovo psihičko funkcioniranje narušeno (Ransley, 2020). Dakle, narušeno bi psihičko funkcioniranje moglo biti posljedica, ali i rizični čimbenik koji pojedince čini podložnijima stigmatizaciji.

Iako u ovom istraživanju nismo dobili značajan longitudinalni učinak internalizirane stigme na negativna emocionalna stanja, to ne znači da on ne postoji. Jedan od mogućih razloga zašto se učinak nije pokazao jest prekratak vremenski interval. Primjerice, u istraživanju koje su na uzorku roditelja djece s dijagnozom poremećaja iz spektra autizma proveli Chan i suradnici (2023) dobiven je značajan longitudinalni učinak doživljene diskriminacije na depresivnost roditelja nakon jedne godine. Također, u obzir treba uzeti da su sudionici našeg istraživanja u prosjeku pokazivali vrlo nisku razinu i internalizirane stigme i negativnih emocionalnih stanja te je ograničeni raspon odgovora također mogao utjecati na rezultate. Dakle, potrebna su dodatna longitudinalna istraživanja međudnosa stigme i psihičkog funkcioniranja stigmatiziranih osoba, pri čemu bi odnose trebalo provjeriti na različitim populacijama, ali i u različitim sociokulturalnim sredinama. Naime, kao što je spomenuto u uvodnom dijelu rada, stigmatizacija nije samo interpersonalni proces, već je određuje širi sociokulturalni kontekst (Crocker i sur., 1998). Sociokulturalni kontekst može određivati kakve će biti reakcije okoline, ali i kakve će biti reakcije stigmatiziranih pojedinaca, odnosno proces samostigmatizacije mogao bi biti moderiran sociokulturalnim kontekstom (za detaljniju raspravu vidi Krajewski i sur., 2013).

Odnos ispitanih konstrukata i sociodemografskih obilježja roditelja i djeteta

Ranija su istraživanja uglavnom pokazala niske povezanosti percipirane i internalizirane stigme roditelja s različitim sociodemografskim obilježjima. Također, rezultati su vrlo nejednoznačni, odnosno za ista obilježja pronađene su povezanosti različitog smjera, dok neki autori uopće nisu ustanovili značajnu povezanost. Sukladno ranijim istraživanjima, i na našem su uzorku dobivene uglavnom niske do umjerene korelacije između ispitanih konstrukata i sociodemografskih obilježja. Spol djeteta pokazao se povezanim samo s percepcijom stabilnosti uzroka djetetova poremećaja, internaliziranom stigmom i negativnim emocionalnim stanjima u T1 te percipiranom stigmom u T2. Roditelji su uzrok percipirali stabilnijim, pokazivali višu razinu internalizirane stigme i negativnih emocionalnih stanja te percipirali više stigme ako je dijagnoza prisutna kod dječaka, no sve dobivene korelacije su vrlo niske ($r = .12$ do $.15$). Za spol roditelja dobivene su značajne pozitivne korelacije s percepcijom kontrole u T1 i lokusa uzroka u T3 (očevi su uzrok poremećaja percipirali više podložnim osobnoj kontroli i unutrašnjim, tj. vezanim uz sebe). Također, spol roditelja je bio negativno povezan s internaliziranom stigmom i negativnim emocionalnim stanjima u T1 i T2 te percipiranom stigmom u T2 (očevi su u manjoj mjeri percipirali i internalizirali stigmatu te

doživljavali manje negativnih emocionalnih stanja). Sve su dobivene korelacije niske ($r = |.10$ do $.20$) te, iako neka istraživanja ukazuju da majke u većoj mjeri doživljavaju stigmatu (npr. Ataro i sur., 2020; Chang i sur., 2020; Khan i sur., 2015; Oduyemi i sur., 2021) te depresivnost i stres povezan s roditeljskom ulogom (npr. Beckman, 1991; Olsson i Hwang, 2001), udio očeva u našem uzorku je premali (oko 5 %) da bismo mogli donositi zaključke o eventualnim rodnim razlikama.

Neka ranija istraživanja ukazuju na nižu samostigmatu kod obrazovanih osoba (npr. Kamaradova i sur., 2016; Lv i sur., 2013; Özaslan i Yıldırım, 2021), no u našem je istraživanju stupanj obrazovanja roditelja bio negativno povezan samo s percipiranom stigmom ($r = -.13$) i percepcijom kontrole uzroka djetetova poremećaja ($r = -.22$) u T3. Veličina mjesta stanovanja pokazala je konzistentnije korelacije s percipiranom i internaliziranom stigmom. Dobivene su negativne korelacije s percipiranom stigmom u T1 i T2 ($r = -.13$ do $-.15$) te s internaliziranom stigmom u sve tri točke ($r = -.15$ do $-.22$). Roditelji iz većih mjesta pokazivali su i nešto nižu razinu negativnih emocionalnih stanja u T1 ($r = -.12$). Ovi su rezultati u skladu s nekim ranijim istraživanjima (npr. Kalichman i sur., 2017; Leickly i sur., 2021; Stewart i sur., 2015) koja ukazuju na višu (samo)stigmatu u manjim i ruralnim mjestima, što bi moglo biti povezano s konzervativnijim stavovima u tim krajevima, ali i većim međusobnim poznavanjem stanovnika manjih mjesta i njihovih obiteljskih situacija.

Broj djece u obitelji koja imaju dijagnozu razvojnog jezičnog poremećaja te prisutnost djece s nekim drugim teškoćama uglavnom nisu bili povezani s ispitanim konstruktima. Dobivena je samo niska pozitivna korelacija između broja djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja i negativnih emocionalnih stanja u T2 ($r = .15$) te između prisutnosti druge djece s nekim drugim teškoćama i percipirane stigme u T3 ($r = .13$). Iako bismo možda očekivali da će stigma biti izraženija kod roditelja koji imaju još djece s nekim drugim teškoćama, u obzir treba uzeti da su sva pitanja kojima su mjerene percipirana i internalizirana stigma bila oblikovana na način da su stavljala naglasak na razvojni jezični poremećaj te se od roditelja tražilo da procijene koliko se tvrdnje odnose na roditelje djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja općenito ili na njih kao na roditelje koji imaju dijete s razvojnim jezičnim poremećajem. Također, teškoće prisutne kod drugog djeteta vrlo su heterogene te uključuju i tjelesne kronične bolesti koje su u manjoj mjeri stigmatizirane (npr. Goldstein i Johnson, 1997; McConkey 2015; Werner i Shulman, 2015). S druge strane, prisutnost jezičnih i/ili govornih teškoća kod roditelja pokazala se pozitivno povezanom s percepcijom stabilnosti uzroka poremećaja u sve tri točke istraživanja ($r = .18$ do $.23$), a

dobivena je i niska negativna korelacija s internaliziranom stigmom ($r = -.12$), no samo u T2. Roditelji koji imaju ili čiji supružnici imaju jezične i/ili govorne teškoće procjenjuju uzrok djetetovog razvojnog jezičnog poremećaja stabilnijim, vjerojatno na temelju osobnog iskustva i veće svjesnosti da se poremećaj zadržava i u odrasloj dobi. Iako se u ovom istraživanju prisutnost stigmatizirajućih obilježja kod roditelja pokazala uglavnom nepovezana s doživljajem roditeljske stigme, nedostaje podataka o odnosu roditeljske stigme i prisutnosti stigmatizirajućih obilježja kod roditelja te smatramo da bi ovaj čimbenik trebalo uzeti u obzir u budućim istraživanjima na drugim populacijama.

Najveći broj značajnih te ujedno i najviših korelacija s ispitanim konstruktima imale su varijable broj dodatnih teškoća kod djeteta te vrijeme proteklo od uključivanja djeteta u logopedsku terapiju. Broj dodatnih teškoća bio je konzistentno pozitivno povezan s percipiranom stigmom u sve tri vremenske točke ($r = .20$ do $.39$). Roditelji čija djeca uz razvojni jezični poremećaj imaju dodatne teškoće u većoj mjeri percipiraju stigmom, to više što je veći broj pridruženih teškoća. Također je dobivena i pozitivna povezanost s internaliziranom stigmom u T1 i T3 ($r = .17$ do $.24$), odnosno roditelji u većoj mjeri internaliziraju stigmom ako je kod djeteta prisutno više pridruženih teškoća. Ovaj je rezultat u skladu s nekim ranijim istraživanjima (vidi npr. Mak i Cheung, 2008; Mak i Kwok, 2010). Broj dodatnih teškoća bio je pozitivno povezan i s razinom negativnih emocionalnih stanja ($r = .17$ do $.25$) te s percepcijom stabilnosti uzroka djetetova poremećaja ($r = .23$ do $.29$) kroz sve tri točke mjerenja. Što je više teškoća prisutno kod djece to roditelji uzrok djetetova poremećaja percipiraju stabilnijim i doživljavaju više negativnih emocionalnih stanja. Moguće je da roditelji djetetovo stanje doživljavaju ozbiljnijim ako su uz primarni poremećaj prisutne neke dodatne teškoće te zbog toga internaliziraju više stigme. Također, dodatne teškoće, poput problema u izgovoru, čitanju i ponašanju, vjerojatno pridonose vidljivosti poremećaja zbog čega su roditelji izloženi većoj stigmatizaciji. Ovo je sukladno rezultatima ranije spomenutog istraživanja koje su proveli Macharey i von Suchodoletz (2008), u kojem se pokazalo da više stigme percipiraju roditelji čija djeca uz govorno-jezične poremećaje imaju i probleme u ponašanju.

Što se tiče vremena proteklog od uključivanja djeteta u logopedsku terapiju, naši rezultati odstupaju od nekih ranijih zaključaka. Iako u nekim istraživanjima (npr. Zhang i sur., 2018) nije dobivena značajna povezanost između vremena proteklog od djetetove dijagnoze i stigme, neki rezultati ukazuju da su roditelji skloniji samookrivljanju i internalizaciji stigme u ranijim fazama prilagodbe na djetetovu dijagnozu. Primjerice, Eaton i suradnici (2020) pronašli su niske, ali negativne korelacije između samookrivljanja, jednog aspekta

internalizirane stigme, i vremena proteklog od dobivanja dijagnoze te samookrivljavanja i trajanja tretmana. Autori smatraju da s vremenom roditelji redefinišu svoj pogled na roditeljstvo u skladu sa svojom situacijom, što im pomaže u odbacivanju javne stigme. Do promjena u samookrivljavanju može doći i ako roditelji s vremenom počnu uočavati pozitivne promjene kod djeteta. U našem je istraživanju vrijeme proteklo od uključivanja djeteta u logopedsku terapiju uglavnom bilo povezano s atribucijama uzroka djetetova poremećaja. Vrijeme proteklo od uključivanja djeteta u logopedsku terapiju bilo je konzistentno negativno povezano s percepcijom osobne kontrole nad uzrokom djetetova poremećaja ($r = -.20$ do $-.28$) te pozitivno povezano s percepcijom stabilnosti uzroka ($r = .16$ do $.28$) kroz sve tri vremenske točke i negativno povezano s lokusom uzroka u T1 ($r = -.19$). Roditelji su u većoj mjeri uzrok djetetova poremećaja procjenjivali vanjskim, stabilnijim i manje podložnim osobnoj kontroli ako je prošlo više vremena od uključivanja djeteta u logopedsku terapiju. Također je dobivena pozitivna povezanost s percipiranom stigmom u T1, internaliziranom stigmom u T3 te negativnim emocionalnim stanjima u T2 ($r = .11$ do $.13$). Dakle, roditelji su percipirali i internalizirali više stigme te doživljavali više negativnih emocionalnih stanja što je prošlo više vremena od uključivanja djeteta u terapiju. Sličan obrazac korelacija dobiven je i s varijablom vrijeme proteklo od dobivanja dijagnoze koja je u vrlo visokoj korelaciji s vremenom proteklom od uključivanja u terapiju. Moguće je objašnjenje da u ranijim fazama prilagodbe na dijagnozu roditelji razvojni jezični poremećaj doživljavaju kao nešto što se može ispraviti logopedskom terapijom te su zbog toga optimističniji i manje ranjivi na stigmatu. No, ako s prolaskom vremena ne dolazi do ispunjavanja njihovih očekivanja, doći će do promjena u njihovim doživljajima djetetovih teškoća i situacije u kojoj se nalaze.

Iako smo, dakle, dobili neke značajne korelacije sa sociodemografskim obilježjima, one su uglavnom niske i nisu za sve varijable stabilne kroz vrijeme. U obzir je potrebno uzeti i veličinu uzorka, odnosno mogućnost da su neke niske korelacije pokazale statističku značajnost zbog velike statističke snage. Nakon što smo sociodemografske varijable dodali u autoregresijski križni model kao kontrolne varijable, nije došlo do većih promjena u statistički značajnim parametrima niti u postocima objašnjene varijance u konstruktima u T2 i T3. Sociodemografske varijable objasnile su 7 do 17 % varijance u konstruktima u T1. Broj djece s razvojnim jezičnim poremećajem u obitelji predviđao je samo lokus uzroka djetetova poremećaja u T1, prisutnost djece s drugim teškoćama negativna emocionalna stanja u T2, a prisutnost jezičnih i/ili govornih teškoća kod roditelja internaliziranu stigmatu i stabilnost uzroka djetetova poremećaja u T1 te lokus uzroka u T2. Spol djeteta predviđao je internaliziranu stigmatu i negativna emocionalna stanja u T1 te lokus uzroka u T2 i percipiranu

stigmom u T3. Spol roditelja predviđao je internaliziranu stigmom i negativna emocionalna stanja u T1 te osobnu kontrolu nad uzrokom djetetova poremećaja u T1 i lokus uzroka u T3. Stupanj obrazovanja roditelja samo je predviđao osobnu kontrolu nad uzrokom djetetova poremećaja u T3, a veličina mjesta stanovanja internaliziranu stigmom i negativna emocionalna stanja u T1. Broj dodatnih teškoća kod djeteta predviđao je percipiranu stigmom u T1 i T3, internaliziranu stigmom i negativna emocionalna stanja u T1 te stabilnost i osobnu kontrolu uzroka djetetova poremećaja u T1. Konačno, vrijeme proteklo od uključivanja djeteta u logopedsku terapiju predviđalo je percepciju lokusa, stabilnosti i kontrole uzroka djetetova poremećaja u T1.

Zaključno, naši rezultati, kao i rezultati nekih ranijih istraživanja, ukazuju da su stigmatizirani oni roditelji čija djeca imaju izraženije teškoće. S obzirom da je percepcija javne stigme prema roditeljima povezana s porastom u internalizaciji stigme tijekom vremena, ovi roditelji imaju veći rizik za razvoj samostigme. Identifikacija čimbenika koji su povezani s većim rizikom za razvoj samostigme važna je kako bi se pravovremeno prepoznali roditelji kojima je potrebna stručna podrška u suočavanju s djetetovim teškoćama i reakcijama okoline.

Ograničenja i smjernice za buduća istraživanja

Kao svako istraživanje i ovo ima neka ograničenja koja je potrebno uzeti u obzir prilikom tumačenja rezultata. Provedeno je istraživanje korelacijsko zbog čega nije moguće donositi zaključke o uzročnim odnosima. Iako longitudinalni autoregresijski križni nacrt omogućuje donošenje snažnijih zaključaka o smjeru i visini odnosa među konstruktima, te unatoč tome što smo kontrolirali neke individualne razlike među sudionicima, i dalje nisu isključene sve moguće treće varijable koje bi mogle objašnjavati ustanovljene odnose. Također, treba napomenuti da je u novije vrijeme autoregresijski križni model kritiziran zbog miješanja interindividualne i intraindividualne varijance u mjerenim konstruktima. Zbog nemogućnosti razdvajanja interindividualnih i intraindividualnih procesa procijenjeni parametri mogu biti pristrani (Hamaker i sur., 2015). Kao odgovor na ovaj problem Hamaker i suradnici (2015) predlažu autoregresijski križni model sa slučajnim odsječcima (eng. *Random Intercept Cross-Lagged Panel Model*, RI-CLPM). Glavna je značajka ovog modela da se varijanca svakog latentnog konstrukta u svakoj točki mjerenja razdvaja na intraindividualnu i interindividualnu varijancu. Na taj se način ostvaruje kontrola stabilnih interindividualnih razlika što omogućuje ispitivanje promjena na intraindividualnoj razini. Stoga procijenjeni autoregresijski i križni parametri točnije odražavaju procese koji se tijekom vremena događaju

na intraindividualnoj razini. Ukoliko stabilne individualne osobine sudionika imaju značajan učinak na ispitivane konstrukte, parametri procijenjeni putem autoregresijskog križnog modela sa slučajnim odsječcima bit će manje pristrani u odnosu na one procijenjene putem klasičnog autoregresijskog križnog modela (Hamaker i sur., 2015).

Visoki autoregresijski parametri, odnosno stabilnosti konstrukata dobivene u ovom istraživanju ukazuju da bi bilo smisleno testirati model sa slučajnim odsječcima. Međutim, radi se o složenijem modelu koji zahtijeva veću statističku snagu. Prema nekim procjenama, za autoregresijski križni model sa slučajnim odsječcima potrebni su uzorci veći i od 1000 sudionika kako bi model rezultirao nepristranim procjenama (vidi de Jong, 2019). S obzirom da se ovo istraživanje bavilo manjom i teže dostupnom populacijom, nismo bili u mogućnosti prikupiti veći uzorak. Prema našim saznanjima, atribucijski model samostigmatizacije roditelja nije ranije testiran na longitudinalnim podacima, stoga smatramo da rezultati ovog istraživanja daju doprinos u tumačenju odnosa između ispitanih konstrukata, no buduća bi istraživanja svakako trebala ispitati odnose i na intraindividualnoj razini. Iako neki autori smatraju da uključivanje autoregresijskih učinaka drugog reda doprinosi boljoj kontroli učinaka mogućih trećih varijabli (vremenski stabilnih ili varijabilnih kovarijata), nije jasno u kojoj mjeri i u kojim uvjetima su rezultati takvog autoregresijskog križnog modela usporedivi s rezultatima modela sa slučajnim odsječcima (za detaljniju raspravu vidi Marsh i sur., 2022). Prilikom interpretacije rezultata potrebno je uzeti u obzir da se ustanovljeni učinci možda ne mogu generalizirati na intraindividualnu razinu jer samo odražavaju stabilne odnose na interindividualnoj razini. Drugim riječima, dobiveni longitudinalni učinci pokazuju da pojedinci koji u prosjeku postižu viši rezultat na jednoj varijabli u T1 također u prosjeku postižu viši rezultat na drugoj varijabli u T2, no moguće je da se ta veza u potpunosti može objasniti trećom varijablom, stabilnim osobinama sudionika (Lucas, 2023). Primjerice, jedna osobina koja se pokazala pozitivno povezanom i s percepcijom stigme i s internaliziranom stigmom je neuroticizam (vidi npr. Čolić i sur., 2022).

U longitudinalnim istraživanjima bitan čimbenik je vrijeme. Iako je vrijeme kontinuirana varijabla, autoregresijski križni nacrt ne omogućuje nam praćenje promjena u konstruktima kontinuirano kroz vrijeme, nego su konstrukti mjereni u odvojenim vremenskim točkama. Ako je odabran pogrešan vremenski razmak između točaka, dobiveni parametri bit će pristrani. Kao što je ranije spomenuto, odabrani vremenski interval možda nije bio optimalan, odnosno možda nije bio optimalan za sve ispitane konstrukte. Nekim konstruktima može biti potrebno više vremena da pokažu učinak, a nekima manje. Stoga, neki se učinci možda nisu pokazali značajnima zbog pogrešno odabranog vremenskog intervala. Također,

vremenski interval može biti optimalan za učinke u jednom smjeru, no ne i da se zahvate obrnuti učinci (Sellig i Little, 2012), zbog čega ne možemo u potpunosti isključiti da između nekih ispitanih konstrukata postoje recipročni učinci. Dakle, potrebna su dodatna longitudinalna istraživanja koja bi osim drugačijih vremenskih intervala mogla uključiti i više vremenskih točaka kako bismo bolje razumjeli odnose između konstrukata kroz vrijeme.

Jedan od izazova u provedbi ovog istraživanja bila je operacionalizacija konstrukata, pogotovo internalizirane stigme. Dostupni mjerni instrumenti često miješaju percipiranu i internaliziranu stigmu, što se pokazalo i za odabrani mjerni instrument (rezultati validacijskih predanaliza pokazali su da su neke čestice zasićene konstruktom percipirane stigme). Drugi problem odnosi se na ranije spomenutu kulturalnu primjerenost mjernih instrumenata. U ovom smo istraživanju rabili mjeru internalizirane stigme koja je razvijena u istočnoj kolektivističkoj kulturi i stavlja veliki naglasak na sram i gubitak društvenog statusa roditelja. Moguće je da neke čestice ne odražavaju iskustva roditelja u našoj kulturi ili da nisu primjerene za ispitivanu populaciju. Stoga je i dalje potrebno raditi na razvoju valjanih i pouzdanih mjera. Dodatna kvalitativna istraživanja mogla bi pružiti bolji uvid u to kako roditelji djece s određenom dijagnozom doživljavaju stigmu. Vezano uz mjerne instrumente, potrebno je još spomenuti da nisu sve skale pokazale zadovoljavajuću pouzdanost, što je moglo negativno utjecati na statističku snagu (Wang i Rhemtulla, 2018). Ovaj se problem pogotovo odnosi na supskalu lokusa uzroka iz skale CDS-II koja je imala pouzdanost oko $\alpha = .65$. Kao što je ranije spomenuto, neki parametri povezani s ovim konstruktom imali su višu standardnu pogrešku. Također, stopa neodgovaranja bila je nešto viša na skali CDS-II u odnosu na ostale. Moguće je da neki sudionici nisu odgovorili na ova pitanja zato što se nikada nisu upustili u analizu uzroka djetetova poremećaja.

Podaci su prikupljani putem *online* upitnika iz čega također proizlaze neka ograničenja. Naime, jedan je od problema *online* metoda lažno predstavljanje sudionika (Lefever i sur., 2007). Iako je sudionicima u svakom pozivu na sudjelovanje u istraživanju bilo naglašeno da upitnik u svakoj točki mora ispuniti isti roditelj, nije moguće sa sigurnošću ustanoviti jesu li se toga pridržavali. Štoviše, za neke sudionike smo zbog nepodudaranja u šiframa i/ili odgovorima na demografska pitanja posumnjali da se ne radi o istom roditelju. Ti su odgovori izuzeti iz daljnjih obrada, no za ostale sudionike nije moguće provjeriti jesu li odgovarali iskreno na demografska pitanja. Također, upitnik je bio relativno dugačak (ispunjavanje je u prosjeku trajalo oko 20 minuta), što je moglo djelovati na motivaciju sudionika, nepromišljeno odgovaranje i/ili odustajanje od ispunjavanja upitnika. Istraživanje koje su proveli Revilla i Höhne (2020) pokazalo je da sudionici preferiraju *online* ankete u

trajanju od 10 do 15 minuta. Budući da u *online* istraživanjima istraživač nema kontakt sa sudionicima, ne može ih dodatno motivirati ako tijekom ispunjavanja upitnika izgube interes niti pružiti dodatna objašnjenja ako ne razumiju neka pitanja.

Svi su konstrukti mjereni metodom samoprocjene što je moglo dovesti do precijenjenih povezanosti između ispitivanih varijabli zbog učinaka zajedničke metode (Doty i Glick, 1998). Međutim, s obzirom da se radi o subjektivnim doživljajima, smatramo da je metoda samoprocjena najprimjerenija za ispitivane konstrukte. Uz metodu samoprocjene veže se i problem socijalno poželjnog odgovaranja. Ipak, prednost je *online* prikupljanja podataka osiguravanje anonimnosti sudionika, što povećava vjerojatnost iskrenog odgovaranja. Iako se poveznica za pristup upitniku sudionicima slala na njihove privatne adrese e-pošte koje su sadržavale informaciju o njihovom imenu, sudionicima je u pozivu za sudjelovanje u istraživanju i informiranom pristanku bilo objašnjeno da se odgovori u upitniku ne mogu povezati s njihovom adresom e-pošte. Također, kako bismo motivirali sudionike na sudjelovanje i iskreno odgovaranje, obećali smo im povratne informacije o rezultatima istraživanja.

Jedno je od ograničenja istraživanja nereprezentativnost uzorka. U ovom su istraživanju većinom sudjelovale majke (udio očeva iznosi svega oko 5 %). Ovaj je nedostatak prisutan i u ranijim istraživanjima u kojima su također većinom sudjelovale majke. Ovako velika nejednačenost prema spolu sudionika vjerojatno nije samo posljedica toga što su žene općenito sklonije sudjelovati u istraživanjima (Becker, 2022), već i toga što su žene u većoj mjeri uključene u brigu o djeci pa stoga vjerojatno pokazuju veći interes za istraživanja koja su tematski vezana uz roditeljstvo. Dakle, općenito nedostaje podataka o eventualnim rodnom razlikama u doživljavanju roditeljske stigme ili moderacijskim učincima spola na odnose između ispitanih konstrukata te bi u budućim istraživanjima trebalo nastojati uključiti veći broj očeva. Sudionici nisu bili u istoj fazi prilagodbe na djetetovu dijagnozu. Raspon vremena koje je prošlo od dobivanja djetetove dijagnoze jako je širok. Neki su roditelji dijagnozu saznali mjesec dana prije početka provedbe istraživanja, a neki prije oko 12 godina. Ovo je moglo utjecati na rezultate budući da se doživljaji roditelja, ali i jačina povezanosti između nekih konstrukata, mogu mijenjati tijekom vremena, kako se roditelji prilagođavaju novoj situaciji i zahtjevima roditeljstva. Iako je proces prilagodbe roditelja složen i dinamičan te se tempo može razlikovati između pojedinaca, zbog čega roditelji koji su dijagnozu saznali u isto vrijeme ne moraju biti i u istoj fazi prilagodbe, u budućim bi istraživanjima bilo poželjno odabrati uži raspon vremena koje je prošlo od dobivanja djetetove dijagnoze.

Konačno, u obzir je potrebno uzeti da je istraživanje provedeno tijekom pandemije bolesti COVID-19. Podaci su prikupljeni tijekom prosinca 2020., kada je jedno područje zemlje pogodio i razorni potres (drugi veći potres u istoj godini), tijekom ožujka 2021. te lipnja 2021. Pandemija je uvelike utjecala na različite aspekte života. Iako je istraživanje krenulo nakon popuštanja najstrožih mjera, i dalje je velik broj osoba radio od kuće, nastava se povremeno održavala *online*, djeca su povremeno ostajala kod kuće u samoizolaciji zbog kontakta sa zaraženom osobom i slično. Sve je ovo predstavljalo dodatne izazove za roditelje, što je dodatno moglo utjecati na odaziv sudionika na sudjelovanje u istraživanju i reprezentativnost uzorka. Moguće je da su se odazvali oni roditelji koji su se bolje i lakše nosili sa svim izazovima, dok oni opterećeniji nisu imali vremena i/ili motivacije da sudjeluju u istraživanju.

I sama regrutacija sudionika bila je otežana zbog pandemije. Naime, zbog bolesti ili upućivanja u samoizolaciju djeca i/ili njihovi roditelji povremeno nisu mogli odlaziti u ustanove u kojima djeca primaju logopedsku terapiju. Zbog toga je logopedima koji su pomagali u regrutaciji sudionika bilo teže (pravovremeno) stupiti u kontakt s potencijalnim sudionicima. Iako smo nastojali da poziv za sudjelovanje u istraživanju dođe do što većeg broja roditelja iz različitih dijelova Hrvatske kako bismo dobili što reprezentativniji uzorak, neki se roditelji nisu odazvali. Samoselekcija sudionika mogla je dovesti do pristranosti u rezultatima, a budući da nije moguće znati do kojih sudionika je poziv došao te koji sudionici su odgovorili, a koji nisu, nije moguće odrediti razmjer pristranosti te koliko se rezultati mogu generalizirati na ciljnu populaciju. Kao što je ranije spomenuto, prosječne razine percipirane i internalizirane stigme te negativnih emocionalnih stanja kod roditelja koji su sudjelovali u istraživanju bile su niske. Rezultati na internaliziranoj stigmatizaciji i negativnim emocionalnim stanjima većinom su bili grupirani oko nižih vrijednosti. Smanjeni varijabilitet u odgovorima mogao je dovesti do podcijenjenih povezanosti između pojedinih varijabli.

Buduća bi istraživanja trebala provjeriti model samostigmatizacije roditelja djece s razvojnim teškoćama na većim i reprezentativnijim uzorcima te na različitim populacijama kako bi se provjerilo razlikuju li se odnosi kod različitih stigmatiziranih populacija. Također, s obzirom da je stigma ovisna o sociokulturalnom kontekstu te bi kultura mogla i moderirati odnose između konstrukata u modelu samostigmatizacije, model bi trebalo provjeriti u različitim kulturama. U provedenom istraživanju ispitali smo atribucije uzroka djetetova poremećaja kao potencijalni medijator odnosa između percipirane i internalizirane stigme. Iako rezultati nisu bili značajni, bilo bi vrijedno provjeriti hipoteze dodatnim longitudinalnim istraživanjima uz drugačiji vremenski interval, na drugim populacijama te kod roditelja koji

su tek saznali za djetetovu dijagnozu. Osim atribucija, kao moguće medijatore ili moderatore odnosa buduća bi istraživanja mogla ispitati neke druge varijable koje smo ranije spomenuli.

Doprinosi istraživanja

Ovo je prvo istraživanje stigme roditelja djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja u Hrvatskoj, a ujedno, prema našim saznanjima, i prvo longitudinalno istraživanje koje je za cilj imalo testirati atribucijski model samostigmatizacije roditelja djece s razvojnim teškoćama. Dosadašnja istraživanja prvenstveno su se bavila roditeljima psihički oboljele djece ili djece s intelektualnim teškoćama, zbog čega je ograničena mogućnost generalizacije zaključaka na druge populacije, primjerice, one kod kojih je poremećaj manje vidljiv ili percipiran kao manje ozbiljan. Također, neka stanja umjesto stigmatizacije mogu izazivati suosjećanje te je stoga bitno proširiti istraživanja i na druge, slabije istraživane populacije. Kada govorimo o djeci, odnosno osobama koje imaju razvojni jezični poremećaj, istraživanja o ne-jezičnim teškoćama ove skupine relativno su rijetka. Još je manje istraživanja o izazovima s kojima se suočavaju članovi njihovih obitelji. Provedeno istraživanje ukazuje da se neki od ranijih zaključaka vezanih uz stigm roditelja djece s razvojnim teškoćama mogu generalizirati i na ovu populaciju. Iako rezultati ukazuju na nižu razinu percipirane i internalizirane stigme roditelja u odnosu na ranije ispitivane populacije, potvrđena je povezanost između percipirane i internalizirane stigme.

Prema našim saznanjima, samo su tri ranija istraživanja testirala model samostigmatizacije roditelja djece s teškoćama. No spomenuta istraživanja bila su transverzalna. Ovim smo istraživanjem provjerili atribucijski model samostigmatizacije roditelja primjenom snažnijeg longitudinalnog nacrt. Odnosi između konstrukata u pretpostavljenom modelu ispitani su pomoću autoregresijskog križnog nacrt. Ovaj nacrt omogućuje testiranje odnosa između konstrukata koji su mjereni s vremenskim odmakom i uz kontrolu njihovih autoregresijskih učinaka te kovarijanci unutar iste vremenske točke, što omogućuje donošenje snažnijih zaključaka o odnosima među konstruktima. S obzirom na navedeno, ovo istraživanje daje i neke odgovore na pitanja o smjeru odnosa između konstrukata. Primjerice, iako je uvriježeno stajalište da internalizacija stigme dovodi do narušenog psihičkog funkcioniranja, naši rezultati, zajedno s nekim ranijim istraživanjima, ukazuju da bi ovaj odnos mogao biti dvosmjern i složeniji. Osim što je provedeno istraživanje longitudinalno, podaci su analizirani tehnikom linearnog strukturalnog modeliranja. Za razliku od ranijih istraživanja u kojima su analize provedene na manifestnim

varijablama, u ovom smo istraživanju testirali odnose između latentnih varijabli uz kontrolu pogreške mjerenja, što također doprinosi snazi zaključaka.

Jedan od doprinosa istraživanja odnosi se i na prilagodbu mjernih instrumenata za ispitivanje percipirane i internalizirane stigme roditelja. Prema našim saznanjima Skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca i Skala pridružene stigme nisu ranije validirane na hrvatskom jeziku. U okviru ovog istraživanja obje su skale prevedene na hrvatski jezik te prilagođene za roditelje djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja. Također, za obje je skale provjerena njihova faktorska struktura, pri čemu je dimenzionalnost skala po prvi puta provjerena preko bifaktorskog modela. Jedan od rezultata validacijskih analiza je skraćena inačica Skale pridružene stigme koja se umjesto od 22 sastoji od 12 čestica. Za skraćivanje skale odlučili smo se iz nekoliko razloga. Vrlo visoke korelacije između čestica ukazivale su na redundantnost pojedinih čestica, neke čestice pokazale su se sadržajno nečistima, a neke su bile zasićene drugim konstruktima. Skraćivanje skale nije rezultiralo smanjenjem pouzdanosti te su dobivene slične distribucije rezultata i korelacije s drugim mjerama kao i za originalnu inačicu skale. Stoga smatramo da bi se u budućim istraživanjima mogla rabiti i skraćena inačica skale koja će smanjiti zahtjeve za sudionike. Ipak, psihometrijska svojstva skraćene inačice potrebno je dodatno provjeriti na drugim uzorcima, a u obzir je potrebno uzeti i moguću kulturalnu pristranost skale.

Konačno, potrebno je osvrnuti se i na praktične doprinose. Naime, razumijevanje procesa samostigmatizacije važno je za razvoj učinkovitih intervencija usmjerenih na smanjivanje doživljaja stigme kod stigmatiziranih pojedinaca. Rezultati ovog istraživanja potvrđuju da stigmom u većoj mjeri internaliziraju pojedinci koji su svjesniji postojanja javne stigme. Viša razina percipirane stigme prema roditeljima bila je povezana s porastom razine internalizirane stigme nakon tri mjeseca i taj je učinak bio stabilan kroz vrijeme. Dakle, izravno djelovanje na promjenu stavova javnosti prema roditeljima djece s teškoćama moglo bi imati i pozitivne učinke na smanjenje internalizacije stigme. Stigma često proizlazi iz neutemeljenih uvjerenja i neznanja, kao što je primjerice uvjerenje da razvojni jezični poremećaj uzrokuju roditelji koji premalo razgovaraju sa svojim djetetom ili mu nedovoljno čitaju. Različite aktivnosti usmjerene na edukaciju javnosti o uzrocima poremećaja te podizanje svjesnosti i osjetljivosti na društvenoj razini mogu pozitivno djelovati na smanjenje stigme prema djeci i njihovim roditeljima. S obzirom da još uvijek nije jasno koji točno mehanizmi su u podlozi internalizacije stigme, teško je reći kakve bi trebale biti intervencije usmjerene na stigmatiziranog pojedinca. Na temelju rezultata nekih transverzalnih istraživanja

moguće je pretpostaviti da bi učinkovite mogle biti aktivnosti usmjerene na osnaživanje pojedinaca, povećanje samosuosjećanja i kognitivno restrukturiranje.

Naši rezultati ukazuju da bi roditelji narušenog psihičkog funkcioniranja mogli biti podložniji internalizaciji stigme. Stoga bi edukacije roditelja o brizi za mentalno zdravlje te pružanje stručne psihološke podrške onima koji se teže suočavaju sa stresom i negativnim osjećajima mogli pozitivno djelovati i na smanjenje internalizacije stigme. Naši su rezultati pokazali da percepcija stabilnosti uzroka djetetova poremećaja dovodi do narušenog psihičkog funkcioniranja roditelja. Iako se razvojni jezični poremećaj zadržava i u odrasloj dobi, prepoznavanje teškoća na vrijeme te uključivanje djece u učinkovite intervencije može ublažiti neke simptome i omogućiti djeci da razviju strategije koje će im pomoći da se učinkovitije nose s izazovima koji su povezani s razvojnim jezičnim poremećajem. Osim logopeda, ključnu ulogu u ovom procesu imaju i roditelji koji različitim strategijama mogu pomoći djetetu da ostvari svoj potencijal. Važno je roditelje informirati da je poremećaj trajan, no stavljanje fokusa na djetetove jake strane, napredak i ulogu roditelja u djetetovom napretku moglo bi djelovati na smanjenje učinka atribucija stabilnosti na razvoj negativnih emocionalnih stanja kod roditelja. Sukladno nekim ranijim istraživanjima, rezultati provedenog istraživanja ukazuju i da su većem riziku za razvoj samostigme izloženi roditelji čija djeca imaju višestruke teškoće te bi stoga u radu s roditeljima više pažnje trebalo obratiti na ovu skupinu.

ZAKLJUČAK

Zaključno, rezultati provedenog istraživanja ukazuju na stabilan učinak percipirane stigme na internaliziranu stigmu kroz vrijeme. Viša percepcija stigme bila je povezana s porastom u internaliziranoj stigmati roditelja djece s razvojnim jezičnim poremećajem tri mjeseca kasnije. Pretpostavljena medijacijska uloga atribucija uzroka djetetova poremećaja u odnosu percipirane i internalizirane stigme nije potvrđena. Percipirana stigma imala je značajan longitudinalni učinak jedino na lokus uzroka djetetova poremećaja. Roditelji koji su percipirali više okrivljavanja i obezvrjeđivanja od strane svoje socijalne okoline u većoj su mjeri uzrok djetetova poremećaja pripisivali uzrocima vezanima uz sebe tri mjeseca kasnije. Međutim, učinak se pokazao samo u jednom vremenskom intervalu (od T2 do T3). Također, nije pronađen longitudinalni učinak internalizirane stigme na negativna emocionalna stanja roditelja. Internalizirana stigma nije posredovala odnos između atribucija uzroka djetetova poremećaja i negativnih emocionalnih stanja, već je percepcija stabilnosti uzroka djetetova

poremećaja imala pozitivan izravni učinak na negativna emocionalna stanja, ali samo iz T1 na T2. Također, negativna emocionalna stanja iz T2 imala su značajan pozitivan učinak na internaliziranu stigmatu iz T3. Dakle, rezultati ukazuju da veća percepcija stabilnosti uzroka poremećaja (a time posredno i samog poremećaja) dovodi do više razine negativnih emocionalnih stanja kod roditelja tri mjeseca kasnije, a narušeno psihičko funkcioniranje dovodi do veće internalizacije stigme.

Iako naše hipoteze većinom nisu potvrđene, smatramo da provedeno istraživanje doprinosi boljem razumijevanju odnosa između ispitanih konstrukata. Naime, većina dosadašnjih istraživanja bila je transversalna što ograničava donošenje zaključaka. Primjenom autoregresijskog križnog nacrtu ovim smo istraživanjem ispitali odnose između konstrukata uz kontrolu njihovih autoregresijskih učinaka te kovarijanci unutar iste vremenske točke. Ovakva kontrola omogućuje donošenje snažnijih zaključaka o ispitivanim odnosima, a zbog longitudinalne prirode istraživanja moguće je zaključivati i o smjeru odnosa između ispitanih konstrukata. Iako neki longitudinalni odnosi nisu potvrđeni, ne znači da ne postoje. Rezultate je potrebno tumačiti u okviru spomenutih nedostataka istraživanja. U budućim bi istraživanjima bilo vrijedno ispitati dolazi li do promjena u odnosima ako je vremenski interval između mjerenja drugačiji te ako se odnosi ispituju na intraindividualnoj razini. Prema našim saznanjima, ovo je prvo ovakvo istraživanje u kojem su sudjelovali roditelji djece s dijagnozom razvojnog jezičnog poremećaja. Naši rezultati ukazuju da se zaključci o odnosu percipirane stigme na internaliziranu stigmatu kroz vrijeme mogu generalizirati na populaciju kod koje je poremećaj slabije vidljiv. S obzirom da samostigmatizacija roditelja može dovesti i do promjena u roditeljskom ponašanju te odnosu roditelja s djetetom, što u konačnici može imati negativne posljedice i na djetetov razvoj (vidi npr. Li i sur., 2019), važno je raditi na razvoju intervencija za učinkovitije suočavanje roditelja sa stigmom.

LITERATURA

- Adorno, T. W., Frenkel-Brunswik, E., Levinson, D. J. i Sanford, R. N. (1950). *The authoritarian personality*. Harpers.
- Affleck, G., Allen, D. A., Tennen, H., McGrade, B. J. i Ratzan, S. (1985). Causal and control cognitions in parents' coping with chronically ill children. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 3(3), 367–377. <https://doi.org/10.1521/jscp.1985.3.3.367>
- Affleck, G., Tennen, H., Croog, S. i Levine, S. (1987). Causal attribution, perceived benefits, and morbidity after a heart attack: An 8-year study. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 55(1), 29–35. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.55.1.29>
- Aguinis, H., Gottfredson, R. K. i Joo, H. (2013). Best-practice recommendations for defining, identifying, and handling outliers. *Organizational Research Methods*, 16(2), 270–301. <https://doi.org/10.1177/1094428112470848>
- Ali, A. M. i Green, J. (2019). Factor structure of the Depression Anxiety Stress Scale-21 (DASS-21): Unidimensionality of the Arabic version among Egyptian drug users. *Substance Abuse Treatment, Prevention, and Policy*, 14(1), 40. <https://doi.org/10.1186/s13011-019-0226-1>
- Alicke, M. D. (2000). Culpable control and the psychology of blame. *Psychological Bulletin*, 126(4), 556–574. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.126.4.556>
- Anderson, C. A. i Arnoult, L. H. (1985). Attribution models of depression, loneliness, and shyness. U J. H. Harvey i G. Weary (Ur.), *Attribution: Basic issues and applications* (str. 235–279). Academic Press. <https://www.craiganderson.org/wp-content/uploads/caa/abstracts/1985-1989/85AA2.pdf>
- Aronson, E., Wilson, T. D. i Akert, R. M. (2005). *Socijalna psihologija*. Mate.
- Asendorpf, J. B. (2021). Modeling developmental processes. U J. F. Rauthmann (Ur.), *The handbook of personality dynamics and processes* (str. 815–835). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-813995-0.00031-5>
- Asparouhov, T. i Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397–438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>

- Ataro, Z., Mengesha, M. M., Abrham, A. i Digaffe, T. (2020). Gender differences in perceived stigma and coping strategies among people living with HIV/AIDS at Jugal hospital, Harar, Ethiopia. *Psychology Research and Behavior Management*, 13, 1191–1200. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S283969>
- Badahdah, A. M. i Alkhder, O. H. (2006). Helping a friend with AIDS: A test of Weiner's attributional theory in Kuwait. *Illness, Crisis & Loss*, 14(1), 43–54. <https://doi.org/10.1177/105413730601400103>
- Bagozzi, R. P. i Heatherton, T. F. (1994). A general approach to representing multifaceted personality constructs: Application to state self-esteem. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 1(1), 35–67. <https://doi.org/10.1080/10705519409539961>
- Bandalos, D. L. i Finney, S. J. (2001). Item parceling issues in structural equation modeling. U G. A. Marcoulides i R. E. Schumacker (Ur.), *New developments and techniques in structural equation modeling* (str. 269–296). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Barrowclough, C., Johnston, M. i Tarrier, N. (1994). Attributions, expressed emotion, and patient relapse: An attributional model of relatives' response to schizophrenic illness. *Behavior Therapy*, 25(1), 67–88. [https://doi.org/10.1016/S0005-7894\(05\)80146-7](https://doi.org/10.1016/S0005-7894(05)80146-7)
- Bassirnia, A., Briggs, J., Kopeykina, I., Mednick, A., Yaseen, Z. i Galynker, I. (2015). Relationship between personality traits and perceived internalized stigma in bipolar patients and their treatment partners. *Psychiatry Research*, 230(2), 436–440. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2015.09.033>
- Bearison, D. J., Sadow, A. J., Granowetter, L. i Winkel, G. (1993). Patients' and parents' causal attributions for childhood cancer. *Journal of Psychosocial Oncology*, 11(3), 47–61. https://doi.org/10.1300/J077V11N03_03
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F. i Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186–3191. <https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014>
- Becker, R. (2022). Gender and survey participation: An event history analysis of the gender effects of survey participation in a probability-based multi-wave panel study with a sequential mixed-mode design. *Methods, Data, Analyses*, 16(1), 3–32. <https://doi.org/10.12758/mda.2021.08>

- Beckman, P. J. (1991). Comparison of mothers' and fathers' perceptions of the effect of young children with and without disabilities. *American Journal on Mental Retardation*, 95(5), 585–595.
- Benson, M. (1989). Attributional measurement techniques: Classification and comparison of approaches for measuring causal dimensions. *The Journal of Social Psychology*, 129(3), 307–323. <https://doi.org/10.1080/00224545.1989.9712048>
- Ben-Zeev, D., Frounfelker, R., Morris, S. B. i Corrigan, P. W. (2012). Predictors of self-stigma in schizophrenia: New insights using mobile technologies. *Journal of Dual Diagnosis*, 8(4), 305–314. <https://doi.org/10.1080/15504263.2012.723311>
- Bishop, D. V. (2006). What causes specific language impairment in children? *Current Directions in Psychological Science*, 15(5), 217–221. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2006.00439.x>
- Bishop, D. V., North, T. i Donlan, C. (1995). Genetic basis of specific language impairment: Evidence from a twin study. *Developmental Medicine & Child Neurology*, 37(1), 56–71. <https://doi.org/10.1111/j.1469-8749.1995.tb11932.x>
- Bishop, D. V. M., Snowling, M. J., Thompson, P. A., Greenhalgh, T. i CATALISE consortium. (2016). CATALISE: A multinational and multidisciplinary Delphi consensus study. Identifying language impairments in children. *PLoS ONE*, 11(7), e0158753. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0158753>
- Bishop, D. V., Snowling, M. J., Thompson, P. A., Greenhalgh, T. i CATALISE-2 consortium. (2017). Phase 2 of CATALISE: A multinational and multidisciplinary Delphi consensus study of problems with language development: Terminology. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 58(10), 1068–1080. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12721>
- Blaži, D. (1999). *Posebne jezične teškoće u predškolske djece*. [Neobjavljena doktorska disertacija]. Sveučilište u Zagrebu, Edukacijsko–rehabilitacijski fakultet.
- Borecki, L., Gozdzik-Zelazny, A. i Pokorski, M. (2010). Personality and perception of stigma in psychiatric patients with depressive disorders. *European Journal of Medical Research*, 15(Suppl 2), 10–16. <https://doi.org/10.1186/2047-783X-15-S2-10>
- Bos, A. E. R., Pryor, J. B., Reeder, G. D. i Stutterheim, S. E. (2013). Stigma: Advances in theory and research. *Basic and Applied Social Psychology*, 35(1), 1–9, <https://doi.org/10.1080/01973533.2012.746147>

- Botting, N. i Conti-Ramsden, G. (2000). Social and behavioural difficulties in children with language impairment. *Child Language Teaching and Therapy*, 16(2), 105–120. <https://doi.org/10.1177/026565900001600201>
- Botting, N. i Conti-Ramsden, G. (2003). Characteristics of children with specific language impairment. U L. Verhoeven i H. van Balkom (Ur.), *Classification of developmental language disorders: Theoretical issues and clinical implications* (str. 23–38). Lawrence Erlbaum Associates. <https://doi.org/10.3109/13682829209012044>
- Boyle, M. P. (2013). Assessment of stigma associated with stuttering: Development and evaluation of the Self-Stigma of Stuttering Scale (4S). *Journal of Speech, Language, and Hearing Research*, 56(5), 1517–1529. [https://doi.org/10.1044/1092-4388\(2013/12-0280\)](https://doi.org/10.1044/1092-4388(2013/12-0280))
- Boyle, M. P. (2014). Understanding perceptions of stuttering among school-based speech–language pathologists: An application of attribution theory. *Journal of Communication Disorders*, 52, 143–155. <https://doi.org/10.1016/j.jcomdis.2014.06.003>
- Boyle, M. P. (2015). Identifying correlates of self-stigma in adults who stutter: Further establishing the construct validity of the Self-Stigma of Stuttering Scale (4S). *Journal of Fluency Disorders*, 43, 17–27. <https://doi.org/10.1016/j.jfludis.2014.12.002>
- Boyle, M. P. (2016). Relations between causal attributions for stuttering and psychological well-being in adults who stutter. *International Journal of Speech-Language Pathology*, 18(1), 1–10. <https://doi.org/10.3109/17549507.2015.1060529>
- Broady, R. T., Stoyles, G. J. i Morse, C. (2018). Understanding carers' lived experience of stigma: The voice of families with a child on the autism spectrum. *Health and Social Care in the Community*, 25(1), 224–233. <https://doi.org/10.1111/hsc.12297>
- Brophy, J. E. i Rohrkemper, M. M. (1981). The influence of problem ownership on teachers' perceptions of and strategies for coping with problem students. *Journal of Educational Psychology*, 73(3), 295–311. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.73.3.295>
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. The Guilford Press.
- Brown, J. D. i Siegel, J. M. (1988). Attributions for negative life events and depression: The role of perceived control. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(2), 316–322. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.2.316>

- Browne, M. W. i Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. U K. A. Bollen i J. S. Long (Ur.), *Testing structural equation models* (str. 136–162). Sage. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Brownlie, E. B., Bao, L. i Beitchman, J. J (2016). Childhood language disorder and social anxiety in early adulthood. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 44(6), 1061–1070. <https://doi.org/10.1007/s10802-015-0097-5>
- Bulman, R. J. i Wortman, C. B. (1977). Attributions of blame and coping in the "real world": Severe accident victims react to their lot. *Journal of Personality and Social Psychology*, 35(5), 351–363. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.35.5.351>
- Buljevac, M. i Leutar, Z. (2017). „Nekad su mi znali reći da nisam bolja od svog sina“ - stigma obitelji temeljem intelektualnih teškoća člana obitelji. *Hrvatska Revija za Rehabilitacijska Istraživanja*, 53(2), 17–31. <https://doi.org/10.31299/hrri.53.2.2>
- Calder, S. D., Brennan-Jones, C. G., Robinson, M., Whitehouse, A. i Hill, E. (2022). The prevalence of and potential risk factors for Developmental Language Disorder at 10 years in the Raine Study. *Journal of Paediatrics and Child Health*, 58(11), 2044–2050. <https://doi.org/10.1111/jpc.16149>
- Chan, K. K. S. i Lam, C. B. (2017). Trait mindfulness attenuates the adverse psychological impact of stigma on parents of children with autism spectrum disorder. *Mindfulness*, 8(4), 984–994. <https://doi.org/10.1007/s12671-016-0675-9>
- Chan, K. K. S., Leung, D. C. K. i Fung, W. T. W. (2023). Longitudinal impact of parents' discrimination experiences on children's internalizing and externalizing symptoms: A 2-year study of families of autistic children. *Autism*, 27(2), 296–308. <https://doi.org/10.1177/13623613221093110>
- Chang, C.-C., Chen, Y.-M., Liu, T.-L., Hsiao, R. C., Chou, W.-J. i Yen, C.-F. (2020). Affiliate stigma and related factors in family caregivers of children with attention-deficit/hyperactivity disorder. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(2), 576. <https://doi.org/10.3390/ijerph17020576>
- Chang, C.-C., Su, J.-A., Chang, K.-C., Lin, C.-Y., Koschorke, M. i Thornicroft, G. (2018). Perceived stigma of caregivers: Psychometric evaluation for Devaluation of consumer families scale. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 18(2), 170–178. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2017.12.003>

- Chang, C. C., Su, J. A. i Lin, C. Y. (2016). Using the Affiliate Stigma Scale with caregivers of people with dementia: Psychometric evaluation. *Alzheimer's Research & Therapy*, 8(1), 45. <https://doi.org/10.1186/s13195-016-0213-y>
- Chang, C.-C., Su, J.-A., Tsai, C.-S., Yen, C.-F., Liu, J.-H. i Lin, C.-Y. (2015). Rasch analysis suggested three unidimensional domains for Affiliate Stigma Scale: Additional psychometric evaluation. *Journal of Clinical Epidemiology*, 68(6), 674–683. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2015.01.018>
- Charbonnier, E., Caparos, S. i Trémolière, B. (2019). The role of mothers' affiliate stigma and child's symptoms on the distress of mothers with ADHD children. *Journal of Mental Health*, 28(3), 282–288. <https://doi.org/10.1080/09638237.2018.1521944>
- 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>
- Chiu, M. Y. L., Yang, X., Wong, F. H. T., Li, J. H. i Li, J. (2013). Caregiving of children with intellectual disabilities in China – an examination of affiliate stigma and the cultural thesis. *Journal of Intellectual Disability Research*, 57(12), 1117–1129. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2788.2012.01624.x>
- Chi, P., Li, X., Zhao, J., Zhao, G. (2014) Vicious circle of perceived stigma, enacted stigma and depressive symptoms among children affected by HIV/AIDS in China. *AIDS and Behavior*, 18(6), 1054–1062. <https://doi.org/10.1007/s10461-013-0649-z>
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G. i Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (3. izdanje). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Cole, D. A. i Maxwell, S. E. (2003). Testing mediational models with longitudinal data: Questions and tips in the use of structural equation modeling. *Journal of Abnormal Psychology*, 112(4), 558–577. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.112.4.558>
- Cole, D. A., Perkins, C. E. i Zelkowitz, R. L. (2016). Impact of homogeneous and heterogeneous parceling strategies when latent variables represent multidimensional constructs. *Psychological Methods*, 21(2), 164–174. <https://doi.org/10.1037/met0000047>

- Conti-Ramsden, G. i Botting, N. (1999). Characteristics of children attending language units in England: A national study of 7-year-olds. *International Journal of Language & Communication Disorders*, 34(4), 359–366. <https://doi.org/10.1080/136828299247333>
- Conti-Ramsden, G. i Botting, N. (2004). Social difficulties and victimization in children with SLI at 11 years of age. *Journal of Speech, Language, and Hearing Research*, 47(1), 145–161. [https://doi.org/10.1044/1092-4388\(2004/013\)](https://doi.org/10.1044/1092-4388(2004/013))
- Corrigan, P. W. (2000). Mental health stigma as social attribution: Implications for research methods and attitude change. *Clinical Psychology: Science & Practice*, 7(1), 48–67. <https://doi.org/10.1093/clipsy.7.1.48>
- Corrigan, P., Larson, J. i Rusch, N. (2009). Self-stigma and the “why try” effect: Impact on life goals and evidence-based practices. *World Psychiatry*, 8(2), 75–81. <https://doi.org/10.1002%2Fj.2051-5545.2009.tb00218.x>
- Corrigan, P., Markowitz, F. E., Watson, A., Rowan, D. i Kubiak, M. A. (2003). An attribution model of public discrimination towards persons with mental illness. *Journal of Health and Social Behavior*, 44(6), 162–179. <https://doi.org/10.2307/1519806>
- Corrigan, P. W., Michaels, P. J., Vega, E. U., Gause, M. i Rüsç, N. (2012). Self-stigma of Mental Illness Scale – short form: Reliability and validity. *Psychiatry Research*, 199(1), 65–69. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2012.04.009>
- Corrigan, P.W., Rafacz, J. i Rüsç, N. (2011). Examining a progressive model of self-stigma and its impact on people with serious mental illness. *Psychiatry Research*, 189(3), 339–343. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2011.05.024>
- Corrigan, P. W. i Rao, D. (2012). On the self-stigma of mental illness: Stages, disclosure, and strategies for change. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 57(8), 464–469. <https://doi.org/10.1177%2F070674371205700804>
- Corrigan, P. W., Rowan, D., Qreen, A., Lundin, R., River, P., Uphoff Wasowski, K., White, K. i Kubiak, M. A. (2002). Challenging two mental illness stigmas: Personal responsibility and dangerousness. *Schizophrenia Bulletin*, 28(2), 293–309. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.schbula006939>
- Corrigan, P. W. i Watson, A. C. (2002). The paradox of self-stigma and mental illness. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 9(1), 35–53. <https://doi.org/10.1093/clipsy.9.1.35>

- Corrigan, P. W., Watson, A. C. i Barr, L. (2006). The self-stigma of mental illness: Implications for self-esteem and self-efficacy. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 25(9), 875–884. <https://doi.org/10.1521/jscp.2006.25.8.875>
- Corrigan, P. W., Watson, A. C. i Miller, F. E. (2006). Blame, shame, and contamination: The impact of mental illness and drug dependence stigma on family members. *Journal of Family Psychology*, 20(2), 239–246. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.20.2.239>
- Critchlow, B. (1985). The blame in the bottle: Attributions about drunken behavior. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 11(3), 258–274. <https://doi.org/10.1177/0146167285113003>
- Crocker, J. i Major, B. (1994). Reactions to stigma: The moderating role of justifications. U M. P. Zanna i J. M. Olson (Ur.), *The psychology of prejudice: The Ontario symposium* (Vol. 7, str. 289–314). Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Crocker, J., Major, B. i Steele, C. (1998). Social stigma. U D. Gilbert, S. T. Fiske i G. Lindzey (Ur.), *Handbook of social psychology* (str. 504–553). McGraw-Hill.
- Čolić, M., Dababnah, S. i Milačić-Vidojević, I. (2022). A model of internalized stigma in parents of individuals with disabilities. *International Journal of Developmental Disabilities*, 68(6), 924–932. <https://doi.org/10.1080/20473869.2021.1924032>
- Dababnah, S. i Parish, S. L. (2013). „At a moment, you could collapse”: Raising children with autism in the West Bank. *Children and Youth Services Review*, 35(10), 1670–1678. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2013.07.007>
- de Jong, D. (2019). *Does the inclusion of random intercepts in the cross- lagged panel model lead to different substantive conclusions in psychological research*. [Neobjavljeni diplomski rad]. Utrecht University. Preuzeto s https://www.academia.edu/40869306/Does_the_inclusion_of_random_intercepts_in_the_cross_lagged_panel_model_lead_to_different_substantive_conclusions_in_psychological_research
- DiStefano, C., McDaniel, H. L., Zhang, L., Shi, D. i Jiang, Z. (2019). Fitting large factor analysis models with ordinal data. *Educational and Psychological Measurement*, 79(3), 417–436. <https://doi.org/10.1177/0013164418818242>

- Doty, D. H. i Glick, W. H. (1998). Common methods bias: Does common methods variance really bias results? *Organizational Research Methods*, 1(4), 374–406. <https://doi.org/10.1177/109442819814002>
- Dovidio, J. F., Major, B. i Crocker, J. (2000). Stigma: Introduction and overview. U T. F. Heatherton, R. E. Kleck, M. R. Hebl i J. G. Hull (Ur.), *The social psychology of stigma* (str. 1–28). Guilford Press.
- Downey, G., Silver, R. C. i Wortman, C. B. (1990). Reconsidering the attribution-adjustment relation following a major negative event: Coping with the loss of a child. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59(5), 925–940. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.59.5.925>
- Dueber, D. M. (2017). *Bifactor Indices Calculator: A Microsoft Excel-based tool to calculate various indices relevant to bifactor CFA models*. <https://doi.org/10.13023/edp.tool.01>
- Duffy, C. J., Cunningham, E. G. i Moore, S. M. (2005). Brief report: The factor structure of mood states in an early adolescent sample. *Journal of Adolescence*, 28(5), 677–680. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2005.08.013>
- Duran, S. i Ergün, S. (2018). The stigma perceived by parents of intellectual disability children: An interpretative phenomenological analysis study. *Anatolian Journal of Psychiatry*, 19(4), 390–396. <https://doi.org/10.5455/apd.282536>
- Eadie, P., Conway, L., Hallenstein, B., Mensah, F., McKean, C. i Reilly, S. (2018). Quality of life in children with developmental language disorder. *International Journal of Language & Communication Disorders*, 53(4), 799–810. <https://doi.org/10.1111/1460-6984.12385>
- Eaton, K., Ohan, J. L., Stritzke, W. G. K. i Corrigan, P. W. (2016). Failing to meet the good parent ideal: Self-stigma in parents of children with mental health disorders. *Journal of Child and Family Studies*, 25(10), 3109–3123. <https://doi.org/10.1007/s10826-016-0459-9>
- Eaton, K., Ohan, J. L., Stritzke, W. G. K. i Corrigan, P. W. (2019). The parents self-stigma scale: Development, factor analysis, reliability and validity. *Child Psychiatry & Human Development*, 50(1), 83–94. <https://doi.org/10.1007/s10578-018-0822-8>

- Eaton, K., Stritzke, W. G. K., Corrigan, P. W. i Ohan, J. L. (2020). Pathways to self-stigma in parents of children with a mental health disorder. *Journal of Child and Family Studies*, 29(6), 1732–1744. <https://doi.org/10.1007/s10826-019-01579-2>
- Ehm, J.-H., Hasselhorn, M. i Schmiedek, F. (2019). Analyzing the developmental relation of academic self-concept and achievement in elementary school children: Alternative models point to different results. *Developmental Psychology*, 55(11), 2336–2351. <https://doi.org/10.1037/dev0000796>
- Elig, T. W. i Frieze, I. H. (1979). Measuring causal attributions for success and failure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 37(4), 621–634. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.37.4.621>
- Enders, C. K. i Bandalos, D. L. (2001). The relative performance of full information maximum likelihood estimation for missing data in structural equation models. *Structural Equation Modeling*, 8(3), 430–457. https://psycnet.apa.org/doi/10.1207/S15328007SEM0803_5
- Fernández, M. C. i Arcia, E. (2004). Disruptive behaviors and maternal responsibility: A complex portrait of stigma, self-blame, and other reactions. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 26(3), 356–372. <https://doi.org/10.1177/0739986304267208>
- Ferriter, M., Huband, N. i Ferriter, N. (2003). Experiences of parents with a son or daughter suffering from schizophrenia. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, 10(5), 552–560. <https://doi.org/10.1046/j.1365-2850.2003.00624.x>
- Field, A. (2005). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (2. izdanje). SAGE Publications.
- Fincham, F. D. (2003). Attributions in close relationships: From balkanization to integration. U G. J. O . Fletcher i M. S. Clark (Ur.), *Blackwell handbook of social psychology: Interpersonal processes* (str. 3–31). Blackwell Publishers Ltd. <https://doi.org/10.1002/9780470998557.CH1>
- Flora, D. B. (2020). Your coefficient alpha is probably wrong, but which coefficient omega is right? A tutorial on using R to obtain better reliability estimates. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 3(4), 484–501. <https://doi.org/10.1177/2515245920951747>

- Fox, A. B., Earnshaw, V. A., Taverna, E. C. i Vogt, D. (2018). Conceptualizing and measuring mental illness stigma: The mental illness stigma framework and critical review of measures. *Stigma and health*, 3(4), 348–376. <https://doi.org/10.1037/sah0000104>
- Frable, D. E., Platt, L. i Hoey, S. (1998). Concealable stigmas and positive self-perceptions: Feeling better around similar others. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(4), 909–922. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.74.4.909>
- Francis, A. (2012). Stigma in an era of medicalisation and anxious parenting: How proximity and culpability shape middle-class parents' experiences of disgrace. *Sociology of Health & Illness*, 34(6), 927–942. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9566.2011.01445.x>
- Fung, K. M., Tsang, H. W. i Corrigan, P. W. (2008). Self-stigma of people with schizophrenia as predictor of their adherence to psychosocial treatment. *Psychiatric Rehabilitation Journal*, 32(2), 95–104. <https://doi.org/10.2975/32.2.2008.95.104>
- Gadermann, A. M., Guhn, M. i Zumbo, B. D. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 17, 3. <https://doi.org/10.7275/n560-j767>
- George, D. i Mallery, P. (2016). *IBM SPSS statistics 23 step by step: A simple guide and reference*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315545899>
- Girma, E., Möller-Leimkühler, A. M., Dehning, S., Mueller, N., Tesfaye, M. i Froeschl, G. (2014). Self-stigma among caregivers of people with mental illness: Toward caregivers' empowerment. *Journal of Multidisciplinary Healthcare*, 7, 37–43. <https://doi.org/10.2147/JMDH.S57259>
- Goffman, E. (1963). *Stigma: Notes on the managment of spoiled identity*. Prentice-Hall.
- Goldstein, S. B. i Johnson, V. A. (1997). Stigma by association: Perceptions of the dating partners of college students with physical disabilities. *Basic and Applied Social Psychology*, 19(4), 495–504. https://doi.org/10.1207/s15324834basp1904_6
- Gomez, R., Stavropoulos, V. i Griffiths, M. D. (2020). Confirmatory factor analysis and exploratory structural equation modelling of the factor structure of the Depression Anxiety and Stress Scales-21. *PLoS ONE*, 15(6), e0233998. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0233998>

- Göpfert, N. C., Conrad von Heydendorff, S., Dreßing, H. i Bailer, J. (2019). Applying Corrigan's progressive model of self-stigma to people with depression. *PloS ONE*, 14(10), e0224418. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0224418>
- Gopnik, M. i Crago, M. B. (1991). Familial aggregation of a developmental language disorder. *Cognition*, 39(1), 1–50. [https://doi.org/10.1016/0010-0277\(91\)90058-C](https://doi.org/10.1016/0010-0277(91)90058-C)
- Graham, S., Weiner, B. i Zucker, G. S. (1997). An attributional analysis of punishment goals and public reactions to O. J. Simpson. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 23(4), 331–346. <https://doi.org/10.1177/0146167297234001>
- Gray, D. E. (1993). Perceptions of stigma: The parents of autistic children. *Sociology of Health and Illness*, 15(1), 102–120. <https://doi.org/10.1111/1467-9566.ep11343802>
- Gray, D. E. (2002). Ten years on: A longitudinal study of families of children with autism. *Journal of Intellectual and Developmental Disability*, 27(3), 215–222. <https://doi.org/10.1080/1366825021000008639>
- Greitemeyer, T. i Rudolph, U. (2003). Help giving and aggression from attributional perspective: Why and when we help or retaliate. *Journal of Applied Social Psychology*, 33(5), 1069–1087. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2003.tb01939.x>
- Greitemeyer, T., Rudolph, U. i Weiner, B. (2003). Whom would you rather help: An acquaintance not responsible for her plight or a responsible sibling? *The Journal of Social Psychology*, 143(3), 331–340. <https://doi.org/10.1080/00224540309598448>
- Guerreiro, M. M., Andermann, E., Guerrini, R., Dobyns, W. B., Kuzniecky, R., Silver, K., Van Bogaert, P., Gillain, C., David, P., Ambrosetto, G., Rosati, A., Bartolomei, F., Parmeggiani, A., Paetau, R., Salonen, O., Ignatius, J., Borgatti, R., Zucca, C., Bastos, A. C., ... Andermann, F. (2000). Familial perisylvian polymicrogyria: A new familial syndrome of cortical maldevelopment. *Annals of Neurology*, 48(1), 39–48. [https://doi.org/10.1002/1531-8249\(200007\)48:1<39::AID-ANA7>3.0.CO;2-X](https://doi.org/10.1002/1531-8249(200007)48:1<39::AID-ANA7>3.0.CO;2-X)
- Hage, S. R. V., Cendes, F., Montenegro, M. A., Abramides, D. V., Guimarães, C. A. i Guerreiro, M. M. (2006). Specific language impairment: Linguistic and neurobiological aspects. *Arquivos de Neuro-Psiquiatria*, 64(2a), 173–180. <https://dx.doi.org/10.1590/S0004-282X2006000200001>

- Haider-Markel, D. P. i Joslyn, M. R. (2008). Beliefs about the origins of homosexuality and support for gay rights: An empirical test of attribution theory. *Public Opinion Quarterly*, 72(2), 291–310. <https://doi.org/10.1093/poq/nfn015>
- Hall, S. Bobrow, M. i Marteau, T. M. (1997). Parents attributions of blame for the birth of a child with Down syndrome: A pilot study. *Psychology & Health*, 12(4), 579–587. <https://doi.org/10.1080/08870449708406733>
- Hall, R. J., Snell, A. F. i Foust, M. S. (1999). Item parceling strategies in SEM: Investigating the subtle effects of unmodeled secondary constructs. *Organizational Research Methods*, 2(3), 233–256. <https://doi.org/10.1177/109442819923002>
- Hamaker, E. L., Kuiper, R. M. i Grasman, R. P. (2015). A critique of the cross-lagged panel model. *Psychological Methods*, 20(1), 102–116. <https://doi.org/10.1037/a0038889>
- Hancock, G. R. i Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. U R. Cudeck, S. du Toit i D. Soerbom (Ur.), *Structural equation modeling: present and future – A festschrift in honor of Karl Joreskog* (str. 195–216). Scientific Software International.
- Hart, K. I., Fujiki, M., Brinton, B. i Hart, C. H. (2004). The relationship between social behavior and severity of language impairment. *Journal of Speech, Language, and Hearing Research: JSLHR*, 47(3), 647–662. [https://doi.org/10.1044/1092-4388\(2004/050\)](https://doi.org/10.1044/1092-4388(2004/050))
- Harvey, M. D. i Rule, B. G. (1978). Moral evaluations and judgments of responsibility. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 4(4), 583–588. <https://doi.org/10.1177/014616727800400418>
- Hastings, R. P. (2002). Parental stress and behaviour problems of children with developmental disability. *Journal of Intellectual and Developmental Disability*, 27(3), 149–160. <https://doi.org/10.1080/1366825021000008657>
- Hatzenbuehler, M. L. i Link, B. G. (2014). Introduction to the special issue on structural stigma and health. *Social Science & Medicine*, 103, 1–6. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.12.017>
- Hayes, S. A. i Watson, S. L. (2013). The impact of parenting stress: A meta-analysis of studies comparing the experience of parenting stress in parents of children with and

- without autism spectrum disorder. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 43(3), 629–642. <https://doi.org/10.1007/s10803-012-1604-y>
- Heath, P. J., Brenner, R. E., Lannin, D. G. i Vogel, D. L. (2018). Self-compassion moderates the relationship of perceived public and anticipated self-stigma of seeking help. *Stigma and Health*, 3(1), 65–68. <https://doi.org/10.1037/sah0000072>
- Heider, F. (1958). *The Psychology of Interpersonal Relations*. John Wiley and Sons.
- Henry, J. D. i Crawford, J. R. (2005). The short-form version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21): Construct validity and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 44(2), 227–239. <https://doi.org/10.1348/014466505X29657>
- Herzberg, K. N., Sheppard, S. C., Forsyth, J. P., Crede, M., Earleywine, M. i Eifert, G. H. (2012). The believability of anxious feelings and thoughts questionnaire (BAFT): A psychometric evaluation of cognitive fusion in a nonclinical and highly anxious community sample. *Psychological Assessment*, 24(4), 877–891. <https://doi.org/10.1037/a0027782>
- Hewstone, M. (1998). *Causal attribution: From cognitive processes to collective beliefs*. Blackwell Publishers Ltd.
- Hewstone, M. i Fincham, F. D. (2001). Atribucijski pristup i istraživanja: osnovna pitanja i područja primjene. U M. Hewstone i W. Stroebe (Ur.), *Uvod u socijalnu psihologiju: europske perspektive* (str. 159–193). Naklada Slap.
- Higgins, N. C. i Shaw, J. K. (1999). Attributional style moderates the impact of causal controllability information on helping behavior. *Social behavior and Personality*, 27(3), 221–236. <https://psycnet.apa.org/doi/10.2224/sbp.1999.27.3.221>
- Holgado-Tello, F. P., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I. i Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality and Quantity*, 44(1), 153–166. <https://doi.org/10.1007/s11135-008-9190-y>
- Holzinger, K. J. i Swineford, F. (1937). The bi-factor model. *Psychometrika*, 2, 41–54. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02287965>

- Hooley, J. M. i Licht, D. M. (1997). Expressed emotion and causal attributions in the spouses of depressed patients. *Journal of Abnormal Psychology*, 106(2), 298–306. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0021-843X.106.2.298>
- Hsiao, Y.-J. (2018). Parental stress in families of children with disabilities. *Intervention in School and Clinic*, 53(4), 201–205. <https://doi.org/10.1177/1053451217712956>
- Hu, L. T. i 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>
- Ivezić, E., Jakšić, N., Jokić-Begić, N. i Surányi, Z. (2012, 24.-26. svibanj). *Validation of the Croatian adaptation of the Depression, Anxiety, Stress Scales (DASS-21) in a clinical sample* [Sažetak izlaganja na znanstvenoj konferenciji]. 18. Dani psihologije u Zadru, Zadar, Hrvatska. https://www.researchgate.net/publication/257035642_Validation_of_the_Croatian
- James, D. S. i Kristiansen, C. M. (1995). Women's reactions to miscarriage: The role of attributions, coping styles, and knowledge. *Journal of Applied Social Psychology*, 25(1), 59–76. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1995.tb01584.x>
- Jiang, L., Yan, Y., Jin, Z.-S., Hu, M.-L., Wang, L., Song, Y., Li, N.-N., Su, J., Wu, D.-X. i Xiao, T. (2020). The Depression Anxiety Stress Scale-21 in Chinese hospital workers: Reliability, latent structure, and measurement invariance across genders. *Frontiers in Psychology*, 11, 247. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00247>
- Jokić-Begić, N., Hromatko, I., Jurin, T., Kamenov, Ž., Keresteš, G., Kuterovac-Jagodić, G., Lauri Korajlija, A., Maslić Seršić, D., Mehulić, J., Mikac, U., Sangster Jokić, C. A., Tadinac, M. i Tomas, J. (2021, lipanj). *Kako smo? Život u Hrvatskoj u doba korone - Preliminarni rezultati drugog vala istraživanja (studeni-prosinac 2020.)*. [Izvještaj, Filozofski fakultet Sveučilišta u Zagrebu, Odsjek za psihologiju]. https://www.researchgate.net/publication/358043318_Kako_smo_-_Rezultati_drugog_vala_istrazivanja_jesen_2020
- Jones, E. E., Farina, A., Hastorf, A. H., Markus, H., Miller, D. T. i Scott, R. A. (1984). *Social stigma : the psychology of marked relationships*. W.H. Freeman.

- Jovanović, V., Gavrilov-Jerković, V., Žuljević, D. i Brdarić, D. (2014). Psihometrijska evaluacija Skale depresivnosti, anksioznosti i stresa-21 (DASS-21) na uzorku studenata u Srbiji. *Psihologija*, 47(1), 93–112. <https://doi.org/10.2298/PSI1401093J>
- Juvonen, J. (1991). Deviance, perceived responsibility, and negative peer reactions. *Developmental Psychology*, 27(4), 672–681. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0012-1649.27.4.672>
- Kalichman, S., Katner, H., Banas, E. i Kalichman, M. (2017). Population density and AIDS-related stigma in large-urban, small-urban, and rural communities of the southeastern USA. *Prevention Science: The Official Journal of the Society for Prevention Research*, 18(5), 517–525. <https://doi.org/10.1007/s11121-017-0761-9>
- Kamaradova, D., Latalova, K., Prasko, J., Kubinek, R., Vrbova, K., Mainerova, B., Cinculova, A., Ociskova, M., Holubova, M., Smoldasova, J. i Tichackova, A. (2016). Connection between self-stigma, adherence to treatment, and discontinuation of medication. *Patient Preference and Adherence*, 10, 1289–1298. <https://doi.org/10.2147/PPA.S99136>
- Kamenov, Ž., Jelić, M., Huić, A., Ćosić, A., Fogec, M., Glavaš, I., Gužvica, M., Ilić, M., Ivanković, I., Jelić, N., Jurković, E., Ladika, D., Mesić, A., Mihatović, D., Mihelčić, G., Mišak, I., Mitrović, D., Mornar, M., Racz, T. B., ... Vuić, A. (2016). *Problemi i izazovi seksualnih manjina u Hrvatskoj*. FF Press. <http://psihologija.ffzg.unizg.hr/uploads/d2/b6/d2b61f3d0e0e5a94c2f3e2615f09b57d/problems-i-izazovi-seksualnih-manjina-u-hrvatskoj.pdf>
- Kenny, D. A., Kaniskan, B. i McCoach, D. B. (2015). The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. *Sociological Methods & Research*, 44(3), 486–507. <https://doi.org/10.1177/0049124114543236>
- Khan, N., Kausar, R., Khalid, A. i Farooq, A. (2015). Gender differences among discrimination and stigma experienced by depressive patients in Pakistan. *Pakistan Journal of Medical Sciences*, 31(6), 1432–1436. <https://doi.org/10.12669/pjms.316.8454>
- Kia-Keating, M., No, U., Moore, S., Furlong, M. J., Liu, S. i You, S. (2018). Structural validity of the Depression, Anxiety, and Stress Scales-21 adapted for U.S. undergraduates. *Emerging Adulthood*, 6(6), 434–440. <https://doi.org/10.1177/2167696817745407>

- Kiecolt-Glaser, J. K. i Williams, D. A. (1987). Self-blame, compliance, and distress among burn patients. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53(1), 187–193. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.53.1.187>
- Kilic, A. F. i Doğan, N. (2021). Comparison of confirmatory factor analysis estimation methods on mixed-format data. *International Journal of Assessment Tools in Education*, 8(1), 21–37. <http://dx.doi.org/10.21449/ijate.782351>
- Kim, E. Y. i Jang, M. H. (2019). The mediating effects of self-esteem and resilience on the relationship between internalized stigma and quality of life in people with schizophrenia. *Asian Nursing Research*, 13(4), 257–263. <https://doi.org/10.1016/j.anr.2019.09.004>
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling*. The Guilford Press.
- Knol, D. L. i Berger, M. P. (1991). Empirical comparison between factor analysis and multidimensional item response models. *Multivariate Behavioral Research*, 26(3), 457–477. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2603_5
- Kologranić Belić, L., Matić, A., Olujić, M. i Srebačić, I. (2015). Jezični, govorni i komunikacijski poremećaji djece predškolske i školske dobi. U J. Kuvač Kraljević (Ur.), *Priručnik za prepoznavanje i obrazovanje djece s jezičnim teškoćama* (str. 64–76). Sveučilište u Zagrebu, Edukacijsko-rehabilitacijski fakultet.
- Korkmaz, S., Goksuluk, D. i Zararsiz, G. (2014). MVN: An R package for assessing multivariate normality. *The R Journal*, 6(2), 151–162. <https://journal.r-project.org/archive/2014-2/korkmaz-goksuluk-zararsiz.pdf>.
- Krajewski, C., Burazeri, G. i Brand, H. (2013). Self-stigma, perceived discrimination and empowerment among people with a mental illness in six countries: Pan European stigma study. *Psychiatry Research*, 210(3), 1136–1146. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2013.08.013>
- Krishnan, S., Watkins, K. E. i Bishop, D. (2016). Neurobiological basis of language learning difficulties. *Trends in Cognitive Sciences*, 20(9), 701–714. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2016.06.012>
- Kyriazos, T. , Stalikas, A. , Prassa, K. i Yotsidi, V. (2018) Can the Depression Anxiety Stress Scales Short be shorter? Factor structure and measurement invariance of DASS-21 and

- DASS-9 in a Greek, non-clinical sample. *Psychology*, 9(5), 1095–1127. <https://doi.org/10.4236/psych.2018.95069>
- Lai, K. (2018). Estimating standardized SEM parameters given nonnormal data and incorrect model: Methods and comparison. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(4), 600–662. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1392248>
- Lee, J. (2013). Maternal stress, well-being, and impaired sleep in mothers of children with developmental disabilities: A literature review. *Research in Developmental Disabilities*, 34(11), 4255–4273. <https://doi.org/10.1016/j.ridd.2013.09.008>
- Lee, B. i Kim, Y. E. (2022). Validity of the Depression, Anxiety, and Stress Scale (DASS-21) in a sample of Korean university students. *Current Psychology*, 41(6), 3937–3946. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-00914-x>
- Lefever, S., Dal, M. i Matthíasdóttir, A. (2007). Online data collection in academic research: Advantages and limitations. *British Journal of Educational Technology*, 38(4), 574–582. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8535.2006.00638.x>
- Leickly, E., Townley, G., Dover, T. L., Brusilovskiy, E. i Salzer, M. S. (2021). Exploring urbanicity and its relationship with stigma and well-being outcomes for people with serious mental illnesses. *The American Journal of Orthopsychiatry*, 91(2), 208–216. <https://doi.org/10.1037/ort0000466>
- Leonard, L. (2014). *Children with specific language impairment*. MIT Press.
- Lewis, B. A. i Thompson, L. (1991). A study of developmental speech and language disorders in twins. *Journal of Speech and Hearing Research*, 35(5), 1086–1093. <https://doi.org/10.1044/jshr.3505.1086>
- Li, C. H. (2014). *The performance of MLR, USLMV, and WLSMV estimation in structural regression models with ordinal variables* [Doktorska disertacija, Michigan State University]. MSU Libraries Digital Collections, Electronic Theses & Dissertations. <https://doi.org/doi:10.25335/M58979>
- Li, X., Lam, C. B., Chung, K. K. H. i Leung, C. (2019). Linking parents' self-stigma to the adjustment of children with disabilities. *American Journal of Orthopsychiatry*, 89(2), 212–221. <https://doi.org/10.1037/ort0000386>

- Link, B. G. (1987). Understanding labeling effects in the area of mental disorders: An assessment of the effects of expectations of rejection. *American Sociological Review*, 52(1), 96–112. <https://doi.org/10.2307/2095395>
- Link, B. G. i Phelan, J. C. (2001). Conceptualizing stigma. *Annual Review of Sociology*, 27, 363–385. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1146/annurev.soc.27.1.363>
- Link, B. G., Struening, E. L., Neese-Todd, S., Asmussen, S. i Phelan, J. C. (2001). Stigma as a barrier to recovery: The consequences of stigma for the self-esteem of people with mental illnesses. *Psychiatric Services (Washington, D.C.)*, 52(12), 1621–1626. <https://doi.org/10.1176/appi.ps.52.12.1621>
- Lipp, R. (2021). Using Record Linkage to improve matching rates of subject-generated ID-codes – A practical example from a panel study in schools. *Survey Methods: Insights from the Field (SMIF)*. <https://doi.org/10.13094/SMIF-2021-00006> Preuzeto s <https://surveyinsights.org/?p=14270>
- Little, R. J. A. (1988). A test of Missing Completely at Random for multivariate data with missing values. *Journal of the American Statistical Association*, 83(404), 1198–1202. <https://doi.org/10.2307/2290157>
- Little, T. D. (2013). *Longitudinal structural equation modeling*. Guilford Press.
- Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G. i Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 151–173. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_1
- Little, T. D., Rhemtulla, M., Gibson, K. i Schoemann, A. M. (2013). Why the items versus parcels controversy needn't be one. *Psychological Methods*, 18(3), 285–300. <https://doi.org/10.1037/a0033266>
- Lovibond, P. F. i Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335–343. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-U](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-U)
- Lovibond, S. H. i Lovibond, P. F. (1995). *Manual for the Depression Anxiety Stress Scales* (2. izdanje). Psychology Foundation.

- Lucas, R. E. (2023). Why the cross-lagged panel model is almost never the right choice. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 6(1), 1–22. <https://doi.org/10.1177/25152459231158378>
- Luo, D., Zhou, M., Sun, L., Lin, Z., Bian, Q., Liu, M. i Ren, S. (2021). Resilience as a mediator of the association between perceived stigma and quality of life among people with inflammatory bowel disease. *Frontiers in Psychiatry*, 12, 709295. <https://doi.org/10.3389/fpsyt.2021.709295>
- Lv, Y., Wolf, A. i Wang, X. (2013). Experienced stigma and self-stigma in Chinese patients with schizophrenia. *General Hospital Psychiatry*, 35(1), 83–88. <https://doi.org/10.1016/j.genhosppsych.2012.07.007>
- Ma, G. Y. i Mak, W. W. (2016). Caregiving-specific worry, affiliate stigma, and perceived social support on psychological distress of caregivers of children with physical disability in Hong Kong. *American Journal of Orthopsychiatry*, 86(4), 436–446. <https://doi.org/10.1037/ort0000171>
- Macharey, G. i von Suchodoletz, W. (2008). Perceived stigmatization of children with speech-language impairment and their parents. *Folia Phoniatica et Logopaedica*, 60(5), 256–263. <https://doi.org/10.1159/000151763>
- Mahon P. Y. (2014). Internet research and ethics: Transformative issues in nursing education research. *Journal of Professional Nursing: Official Journal of the American Association of Colleges of Nursing*, 30(2), 124–129. <https://doi.org/10.1016/j.profnurs.2013.06.007>
- Mak, W. W. S. i Cheung, R. Y. M. (2008). Affiliate stigma among caregivers of people with intellectual disability or mental illness. *Journal of Applied Research in Intellectual Disabilities*, 21(6), 532–545. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1111/j.1468-3148.2008.00426.x>
- Mak, W. W. S. i Cheung, R. Y. M. (2012). Psychological distress and subjective burden of caregivers of people with mental illness: The role of affiliate stigma and face concern. *Community Mental Health Journal*, 48(3), 270–274. <https://doi.org/10.1007/s10597-011-9422-9>
- Mak, W. W. S., Cheung, R. Y., Law, R. W., Woo, J., Li, P.C. i Chung, R. W. (2007). Examining attribution model of self-stigma on social support and psychological well-

- being among people with HIV+/AIDS. *Social Science & Medicine*, 64(8), 1549–1559.
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2006.12.003>
- Mak, W. W. S. i Kwok, Y. T. Y. (2010). Internalization of stigma for parents of children with autism spectrum disorder in Hong Kong. *Social Science and Medicine*, 70(12), 2045–2051. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2010.02.023>
- Mak, W. W. S. i Wu, C. F. M. (2006). Cognitive insight and causal attribution in the development of self-stigma among individuals with schizophrenia. *Psychiatric Services*, 57(12), 1800–1802. <https://doi.org/10.1176/ps.2006.57.12.1800>
- Mantler, J., Schellenberg, E. G. i Page, J. S. (2003). Attributions for serious illness: Are controllability, responsibility, and blame different constructs? *Canadian Journal of Behavioural Science*, 35(2), 142–152. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/h0087196>
- Margolis, S. A., Nakhutina, L., Schaffer, S. G., Grant, A. C. i Gonzalez, J. S. (2018). Perceived epilepsy stigma mediates relationships between personality and social well-being in a diverse epilepsy population. *Epilepsy & Behavior*, 78, 7–13.
<https://doi.org/10.1016/j.yebeh.2017.10.023>
- Marsh, H. W., Hau, K.-T. i Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), 320–341.
https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2
- Marsh, H. W., Lüdtke, O., Nagengast, B., Morin, A. J. S. i von Davier, M. (2013). Why item parcels are (almost) never appropriate: Two wrongs do not make a right – Camouflaging misspecification with item parcels in CFA models. *Psychological Methods*, 18(3), 257–284. <https://doi.org/10.1037/a0032773>
- Marsh, H. W., Pekrun, R. i Lüdtke, O. (2022). Directional ordering of self-concept, school grades, and standardized tests over five years: New tripartite models juxtaposing within- and between-person perspectives. *Educational Psychology Review*, 34(4), 2697–2744.
<https://doi.org/10.1007/s10648-022-09662-9>
- Marshall, J., Goldbart, J. i Phillips, J. (2007). Parents' and speech and language therapists' explanatory models of language development, language delay and intervention.

- International Journal of Language & Communication Disorders*, 42(5), 533–555, <https://doi.org/10.1080/13682820601053753>
- Maruyama, G. (1982). How should attributions be measured? A reanalysis of data from Elig and Frieze. *American Educational Research Journal*, 19(4), 552–558. <https://doi.org/10.2307/1162543>
- McAuley, E., Duncan, T. i Russell, D. (1992). Measuring causal attributions: The revised Causal Dimension Scale (CDSII). *Personality and Social Psychology Bulletin*, 18(5), 566–573. <https://doi.org/10.1177/0146167292185006>
- McConkey, R. (2015). Measuring public discomfort at meeting people with disabilities. *Research in Developmental Disabilities*, 45-46, 220–228. <https://doi.org/10.1016/j.ridd.2015.06.015>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. L. Erlbaum Associates.
- McKean, C., Reilly, S., Bavin, E. L., Bretherton, L., Cini, E., Conway, L., Cook, F., Eadie, P., Prior, M., Wake, M. i Mensah, F. (2017). Language outcomes at 7 years: Early predictors and co-occurring difficulties. *Pediatrics*, 139(3), e20161684. <https://doi.org/10.1542/peds.2016-1684>
- McKean, C., Wraith, D., Eadie, P., Cook, F., Mensah, F. i Reilly, S. (2017). Subgroups in language trajectories from 4 to 11 years: The nature and predictors of stable, improving and decreasing language trajectory groups. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 58(10), 1081–1091. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12790>
- Mehta, S. I. i Farina, A. (1988). Associative stigma: Perceptions of the difficulties of college-aged children of stigmatized fathers. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 7(2-3), 192–202. <https://doi.org/10.1521/jscp.1988.7.2-3.192>
- Meyer, J. P. i Mulherin, A. (1980). From attribution to helping: An analysis of the mediating effects of affect and expectancy. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39(2), 201–210. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.39.2.201>
- Mickelson, K. D., Wroble, M. i Helgeson, V. S. (1999). “Why my child?”: Parental attributions for children's special needs. *Journal of Applied Social Psychology*, 29(6), 1263–1291. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1999.tb02039.x>

- Mihić, L.J., Volarov, M., Oljača, M. i Novović, Z. (2021). The Depression Anxiety and Stress Scale–21: Bifactor statistical indices in support of the total and depression scores. *Psihologija*, 54(2), 155–172. <https://doi.org/10.2298/PSI191227025M>
- Miller, N. B. (1994.) *Nobody's perfect. Living and growing with children who have special needs*. Brookes.
- Miller, C. T. i Major, B. (2000). Coping with stigma and prejudice. U T. F. Heatherton, R. E. Kleck, M. R. Hebl i J. G. Hull (Ur.), *The social psychology of stigma* (str. 243–272). Guilford Press.
- Mitter, N., Ali, A. i Scior, K. (2018). Stigma experienced by family members of people with intellectual and developmental disabilities: Multidimensional construct. *Bjpsych Open*, 4(5), 332–338. <https://doi.org/10.1192/bjo.2018.39>
- Mohammed, M. i Salim, O. (2020). A comparison among robust estimation methods for structural equations modeling with ordinal categorical variables. *Iraqi Journal of Statistical Sciences*, 17(2), 132–149. <https://doi.org/10.33899/ijjoss.2020.167418>
- Moore, K. E., Tangney, J. P. i Stuewig, J. B. (2016). The self-stigma process in criminal offenders. *Stigma and Health*, 1(3), 206–224. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/sah0000024>
- Moses, T. (2010). Exploring parents' self-blame in relation to adolescents' mental disorders. *Family Relations: An Interdisciplinary Journal of Applied Family Studies*, 59(2), 103–120. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3729.2010.00589.x>
- Moshagen, M. (2023). When a truly positive correlation turns negative: How different approaches to model hierarchically structured constructs affect estimated correlations to covariates. *European Journal of Personality*, 37(1), 95–112. <https://doi.org/10.1177/08902070211050170>
- Mullen, E. i Skitka, L. J. (2009). Comparing Americans' and Ukrainians' allocations of public assistance: The role of affective reactions in helping behavior. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 40(2), 301–318. <https://doi.org/10.1177/0022022108328916>
- Murray, A. L. i Johnson, W. (2013). The limitations of model fit in comparing the bi-factor versus higher-order models of human cognitive ability structure. *Intelligence*, 41(5), 407–422. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2013.06.004>

- Murphy-Berman, V. A. i Berman, J. J. (1993). Effects of responsibility for illness and social acceptability on reactions to people with AIDS: A cross-cultural comparison. *Basic and Applied Social Psychology*, 14(2), 215–229. https://doi.org/10.1207/s15324834basp1402_6
- Muthén, B. (1984). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, 49(1), 115–132. <https://doi.org/10.1007/BF02294210>
- Muthén, B., Kaplan, D. i Hollis, M. (1987). On structural equation modeling with data that are not missing completely at random. *Psychometrika*, 52(3), 431–462. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/BF02294365>
- Muthén, L. K. i Muthén, B. O. (1998-2017). *Mplus user's guide* (8. izdanje). Muthén & Muthén.
- Neuberg, S. L., Smith, D. M., Hoffman, J. C. i Russell, F. J. (1994). When we observe stigmatized and “normal” individuals interacting: Stigma by association. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 20(2), 196–209. <https://doi.org/10.1177/0146167294202007>
- Newman, D. A. (2014). Missing data: Five practical guidelines. *Organizational Research Methods*, 17(4), 372–411. <https://doi.org/10.1177/1094428114548590>
- Newsom, J. T. (2015). *Longitudinal structural equation modeling: A comprehensive introduction* (1. izdanje). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315871318>
- Norbury, C. F., Gooch, D., Wray, C., Baird, G., Charman, T., Simonoff, E., Vamvakas, G. i Pickles, A. (2016). The impact of nonverbal ability on prevalence and clinical presentation of language disorder: Evidence from a population study. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and Allied Disciplines*, 57(11), 1247–1257. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12573>
- Oduyemi, A. Y., Okafor, I. P., Eze, U. T., Akodu, B. A. i Roberts, A. A. (2021). Internalization of stigma among parents of children with autism spectrum disorder in Nigeria: A mixed method study. *BMC Psychology*, 9(1), 182. <https://doi.org/10.1186/s40359-021-00687-3>

- Olsson, M. B. i Hwang, C. P. (2001). Depression in mothers and fathers of children with intellectual disability. *Journal of Intellectual Disability Research*, 45(6), 535–543. <https://doi.org/10.1046/j.1365-2788.2001.00372.x>
- Özaslan, A. i Yildirim, M. (2021). Internalized stigma and self esteem of mothers of children diagnosed with attention deficit hyperactivity disorder. *Children's Health Care*, 50(3), 312–324. <https://doi.org/10.1080/02739615.2021.1891071>
- Pachankis J. E. (2007). The psychological implications of concealing a stigma: A cognitive-affective-behavioral model. *Psychological Bulletin*, 133(2), 328–345. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.133.2.328>
- Papadopoulos, C., Lodder, A., Constantinou, G. i Randhawa, G. (2018). Systematic review of the relationship between autism stigma and informal caregiver mental health. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 49(4), 1665–1685. <https://doi.org/10.1007/s10803-018-3835-z>
- Papadopoulos, A., Tafiadis, D., Tsapara, A., Skapinakis, P., Tzoufi, M. i Sifaka, V. (2022). Validation of the Greek version of the Affiliate Stigma Scale among mothers of children with autism spectrum disorder. *BJPsych Open*, 8(1), e30. <https://doi.org/10.1192/bjo.2021.1083>
- Peixoto, E. M., Oliveira, K. D. S., Campos, C. R., Gagnon, J., Zanini, D. S., Nakano, T. D. C. i Bueno, J. M. H. (2022). DASS-21: assessment of psychological distress through the Bifactor Model and item analysis. *Psico-USF*, 26(4), 757–769. <https://doi.org/10.1590/1413-82712021260413>
- Pek, J. i MacCallum, R. C. (2011). Sensitivity analysis in structural equation models: Cases and their influence. *Multivariate Behavioral Research*, 46(2), 202–228. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.561068>
- Petersen, I. T., Bates, J. E., D'Onofrio, B. M., Coyne, C. A., Lansford, J. E., Dodge, K. A., Pettit, G. S. i Van Hulle, C. A. (2013). Language ability predicts the development of behavior problems in children. *Journal of Abnormal Psychology*, 122(2), 542–557. <https://doi.org/10.1037/a0031963>
- Pfeffer, K., Maxwell, M. i Briggs, A. (2012). Attributions for youth crime, accountability and legal competence. *Journal of Criminal Psychology*, 2(2), 127–139. <http://dx.doi.org/10.1108/20093821211264441>

- Phelan, J. C., Bromet, E. J. i Link, B. G. (1998). Psychiatric illness and family stigma. *Schizophrenia Bulletin*, 24(1), 115–126. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.schbul.a033304>
- Pilati, R., Ferreira, M. C., Porto, J. B., de Oliveira Borges, L., de Lima, I. C. i Lellis, I. L. (2015). Is Weiner's attribution-help model stable across cultures? A test in Brazilian subcultures. *International Journal of Psychology*, 50(4), 295–302. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1002/ijop.12100>
- Post, F., Buchta, M., Kemmler, G., Pardeller, S., Frajo-Apor, B. i Hofer, A. (2021). Resilience predicts self-stigma and stigma resistance in stabilized patients with bipolar I disorder. *Frontiers in Psychiatry*, 12, 678807. <https://doi.org/10.3389/fpsyt.2021.678807>
- Pyszkowska, A., Rożnawski, K. i Farny, Z. (2021). Self-stigma and cognitive fusion in parents of children with autism spectrum disorder. The moderating role of self-compassion. *PeerJ*, 9, e12591. <https://doi.org/10.7717/peerj.12591>
- Plante, E. (1991). MRI findings in the parents and siblings of specifically language-impaired boys. *Brain & Language*, 41(1), 67–80. [https://doi.org/10.1016/0093-934X\(91\)90111-D](https://doi.org/10.1016/0093-934X(91)90111-D)
- Prosoli, R., Banai, B., Renata, R., Lochbaum, M., Cooper, S. i Jelić, M. (2021). Causal attributions for success and failure among athletes: Validation of the Croatian version of the revised Causal dimension scale (CDS-II). *Pedagogy of Physical Culture and Sports*, 25(4), 244–252. <https://doi.org/10.15561/26649837.2021.0406>
- Pugh, M., Perrin, P. B., Watson, J. D., Kuzu, D., Tyler, C., Villaseñor, T., Lageman, S. K. i Moreno, O. A. (2023). Psychometric investigation of the Affiliate Stigma Scale in Mexican Parkinson's disease caregivers: Development of a short form. *NeuroRehabilitation*, 52(1), 71–81. <https://doi.org/10.3233/NRE-210105>
- Puglisi, M. L., Cáceres-Assençó, A. M., Nogueira, T. i Befi-Lopes, D. M. (2016). Behavior problems and social competence in Brazilian children with specific language impairment. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 29, 29. <https://dx.doi.org/10.1186/s41155-016-0027-7>
- Quinn, D. M., Williams, M. K. i Weisz, B. M. (2015). From discrimination to internalized mental illness stigma: The mediating roles of anticipated discrimination and anticipated stigma. *Psychiatric Rehabilitation Journal*, 38(2), 103–108. <https://doi.org/10.1037/prj0000136>

- Rannard, A., Lyons, C. i Glenn, S. (2004). Children with specific language impairment: Parental accounts of the early years. *Journal of Child Health Care*, 8(2) 165–176. <https://doi.org/10.1177/1367493504041875>
- Ransley, R. (2020). *Exploring experiences of stigma in parents of children with autism*. [Doktorska disertacija, University College London]. UCL Discovery. <https://discovery.ucl.ac.uk/id/eprint/10111612>
- Rasch, G. (1960). *Studies in mathematical psychology: I. Probabilistic models for some intelligence and attainment tests*. Nielsen & Lydiche.
- Raubenheimer, J. (2004). An item selection procedure to maximise scale reliability and validity. *SA Journal of Industrial Psychology*, 30(4), 59–64. <https://doi.org/10.4102/sajip.v30i4.168>
- R Core Team (2020). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/.1>
- Redmond, S. M. (2011). Peer victimization among students with specific language impairment, attention-deficit/hyperactivity disorder, and typical development. *Language, Speech, and Hearing Services in Schools*, 42(4), 520–535. [https://doi.org/10.1044/0161-1461\(2011/10-0078\)](https://doi.org/10.1044/0161-1461(2011/10-0078))
- Reilly, S., Tomblin, B., Law, J., McKean, C., Mensah, F. K., Morgan, A., Goldfeld, S., Nicholson, J. M. i Wake, M. (2014). Specific language impairment: A convenient label for whom? *International Journal of Language & Communication Disorders*, 49(4), 416–451. <https://doi.org/10.1111/1460-6984.12102>
- Reise S. P. (2012). Invited paper: The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate behavioral research*, 47(5), 667–696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Reise, S. P., Bonifay, W. E. i Haviland, M. G. (2013). Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 129–140. <https://doi.org/10.1080/00223891.2012.725437>
- Reise, S. P., Moore, T. M. i Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544–559. <https://doi.org/10.1080/00223891.2010.496477>

- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F. i Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5–26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Reisenzein, R. (1986). A structural equation analysis of Weiner's attribution-affect model of helping behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50(6), 1123–1133. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.50.6.1123>
- Revilla, M. i Höhne, J. K. (2020). How long do respondents think online surveys should be? New evidence from two online panels in Germany. *International Journal of Market Research*, 62(5), 538–545. <https://doi.org/10.1177/1470785320943049>
- Ritsher, J. B., Otilingam, P. G. i Grajales, M. (2003). Internalized stigma of mental illness: Psychometric properties of a new measure. *Psychiatry Research*, 121(1), 31–49. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2003.08.008>
- Robinson, G. L. (2001). *Attributions, coping, and emotional functioning in families of children with developmental disabilities*. (Br. 3026998) [Doktorska disertacija, Loma Linda University]. ProQuest Dissertations & Theses Global. <https://www.proquest.com/dissertations-theses/attributions-coping-emotional-functioning/docview/304700371/se-2>
- Rodriguez, A., Reise, S. P. i Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological methods*, 21(2), 137–150. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/met0000045>
- Roesch, S. C. i Weiner, B. (2001). A meta-analytic review of coping with illness: Do causal attributions matter? *Journal of Psychosomatic Research*, 50(4), 205–219. [https://doi.org/10.1016/s0022-3999\(01\)00188-x](https://doi.org/10.1016/s0022-3999(01)00188-x)
- Ross, L. (1977). The intuitive psychologist and his shortcomings: Distortions in the attribution process. U L. Berkowitz (Ur.), *Advances in experimental social psychology* (Vol. 10, str. 173–220). Academic Press. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60357-3](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60357-3)
- Rosenblum-Fishman, S. D. (2013). *Maternal self-efficacy and perceived stigma among mothers of children with ASD, ADHD, and typically developing children*. (Br. 137)

- [Doktorska disertacija, University of Massachusetts Boston]. ScholarWorks at UMass Boston. https://scholarworks.umb.edu/doctoral_dissertations/137
- Rudolph, U., Roesch, S. C., Greitemeyer, T. i Weiner, B. (2004) A meta-analytic review of help giving and aggression from an attributional perspective: Contributions to a general theory of motivation. *Cognition and Emotion*, 18(6), 815–848. <https://doi.org/10.1080/02699930341000248>
- Ruiz, F. J., García Martín, M. B., Suárez Falcón, J. C. i Odriozola González, P. (2017). The hierarchical factor structure of the spanish version of Depression Anxiety and Stress Scale-21. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 17(1), 97–105. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=56049624007>
- Russell, D. W. (1982). The Causal Dimension Scale: A measure of how individuals perceive causes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42(6), 1137–1145. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.42.6.1137>
- Russell, D. W. (1991). The measurement of attribution process: Trait and situational approaches. U S. L. Zelen (Ur.), *Recent research in psychology: New models, new extensions of attribution theory. The Third Attribution-Personality Theory Conference, CSPP-LA, 1988* (str. 55–83). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4612-3126-4_5
- Saffari, M., Lin, C. Y., Koenig, H. G., O'Garro, K. N., Broström, A. i Pakpour, A. H. (2019). A Persian version of the Affiliate Stigma Scale in caregivers of people with dementia. *Health Promotion Perspectives*, 9(1), 31–39. <https://doi.org/10.15171/hpp.2019.04>
- Sagy, S., Orr, E. i Bar-On, D. (1999). Individualism and collectivism in Israeli society: Comparing religious and secular high-school students. *Human Relations*, 52(3), 327–348. <https://doi.org/10.1023/A:1016945121604>
- Sansavini, A., Favilla, M. E., Guasti, M. T., Marini, A., Millepiedi, S., Di Martino, M. V., Vecchi, S., Battajon, N., Bertolo, L., Capirci, O., Carretti, B., Colatei, M. P., Frioni, C., Marotta, L., Massa, S., Michelazzo, L., Pecini, C., Piazzalunga, S., Pieretti, M., ... Lorusso, M. L. (2021). Developmental language disorder: Early predictors, age for the diagnosis, and diagnostic tools. A scoping review. *Brain Sciences*, 11(5), 654. <https://doi.org/10.3390/brainsci11050654>
- Satorra, A. i Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507–514. <https://doi.org/10.1007/BF02296192>

- Savalei, V. i Rhemtulla, M. (2013). The performance of robust test statistics with categorical data. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 66(2), 201–223. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.2012.02049.x>
- Schibalski, J. V., Müller, M., Ajdacic-Gross, V., Vetter, S., Rodgers, S., Oexle, N., Corrigan, P. W., Rössler, W. i Rüsch, N. (2017). Stigma-related stress, shame and avoidant coping reactions among members of the general population with elevated symptom levels. *Comprehensive Psychiatry*, 74, 224–230. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2017.02.001>
- Schulz, R. i Decker, S. (1985). Long-term adjustment to physical disability: The role of social support, perceived control, and self-blame. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48(5), 1162–1172. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.48.5.1162>
- Schmidt, G., i Weiner, B. (1988). An attribution-affect-action theory of behavior: Replications of judgments of help-giving. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 14(3), 610–621. <https://doi.org/10.1177/0146167288143021>
- Schwartz, S. H. i Fleishman, J. A. (1978). Personal norms and the mediation of legitimacy effects on helping. *Social Psychology*, 41(4), 306–315. <https://doi.org/10.2307/3033583>
- Schwarzer, R. i Weiner, B. (1991). Stigma controllability and coping as predictors of emotions and social support. *Journal of Social and Personal Relationships*, 8(1), 133–140. <https://doi.org/10.1177/0265407591081007>
- Scott, J. i Marshall, G. (2005). *A dictionary of sociology*. Oxford University Press.
- Selig, J. P. i Little, T. D. (2012). Autoregressive and cross-lagged panel analysis for longitudinal data. U B. Laursen, T. D. Little i N. A. Card (Ur.), *Handbook of developmental research methods* (str. 265–278). The Guilford Press.
- Serchuk, M. D., Corrigan, P. W., Reed, S. i Ohan, J. L. (2021). Vicarious stigma and self-stigma experienced by parents of children with mental health and/or neurodevelopmental disorders. *Community Mental Health Journal*, 57(8), 1537–1546. <https://doi.org/10.1007/s10597-021-00774-0>
- Shapp, L. C., Thurman, S. K. i DuCette, J. P. (1992). The relationship of attributions and personal well-being in parents of preschool children with disabilities. *Journal of Early Intervention*, 16(4), 295–303. <https://doi.org/10.1177/105381519201600401>

- Shaver, K. G. (1985). *The attribution of blame: Causality, responsibility, and blameworthiness*. Springer-Verlag.
- Shi, D., Lee, T. i Maydeu-Olivares, A. (2019). Understanding the model size effect on SEM fit indices. *Educational and Psychological Measurement*, 79(2), 310–334. <https://doi.org/10.1177/0013164418783530>
- Shi, D., Maydeu-Olivares, A. i Rosseel, Y. (2020). Assessing fit in ordinal factor analysis models: SRMR vs. RMSEA. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 27(1), 1–15. <https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1611434>
- Shi, D. i Maydeu-Olivares, A. (2020). The effect of estimation methods on SEM fit indices. *Educational and Psychological Measurement*, 80(3), 421–445. <https://doi.org/10.1177/0013164419885164>
- Shultz, T. R., Schleifer, M. i Altman, I. (1981). Judgments of causation, responsibility, and punishment in cases of harm-doing. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement*, 13(3), 238–253. <https://doi.org/10.1037/h0081183>
- Sideli, L., Mulè, A., La Cascia, C., Barone, M. V., Seminerio, F., Sartorio, C., Tarricone, I., Braca, M., Magliano, L., Francomano, A., Inguglia, M., D'Agostino, R., Vassallo, G., i La Barbera, D. (2016). Validation of the Italian version of the Devaluation Consumers' Scale and the Devaluation Consumers Families Scale. *Journal of Psychopathology*, 22(4), 251–257. https://old.jpsychopathol.it/wp-content/uploads/2017/02/RivSOPSI_4_16.pdf
- Steins, G. i Weiner, B. (1999). The influence of perceived responsibility and personality characteristics on the emotional and behavioral reactions to people with AIDS. *The Journal of Social Psychology*, 139(4), 487–495. <https://doi.org/10.1080/00224549909598408>
- Stewart, H., Jameson, J. P. i Curtin, L. (2015). The relationship between stigma and self-reported willingness to use mental health services among rural and urban older adults. *Psychological Services*. 12(2), 141–148. <https://doi.org/10.1037/a0038651>
- Stothard, S. E., Snowling, M. J., Bishop, D. V. M., Chipchase, B. B. i Kaplan, C. A. (1998). Language-impaired preschoolers: A follow-up into adolescence. *Journal of Speech*,

- Language, and Hearing Research*, 41(2), 407–418.
<https://doi.org/10.1044/jslhr.4102.407>
- Struening, E. L., Perlick, D. A., Link, B. G., Hellman, F., Herman, D. i Sirey, J. A. (2001). Stigma as a barrier to recovery: The extent to which caregivers believe most people devalue consumers and their families. *Psychiatric Services*, 52(12), 1633–1638.
<https://doi.org/10.1176/appi.ps.52.12.1633>
- Stucky, B. D. i Edelen, M. O. (2015). Using heierarchical IRT models to create unidimensional measures from multidimensional data. U S. P. Reise i D. A. Revicki (Ur.), *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment* (str. 183–206). Routledge/Taylor & Francis Group.
- Stucky, B. D., Thissen, D. i Edelen, M. O. (2013). Using logistic approximations of marginal trace lines to develop short assessments. *Applied Psychological Measurement*, 37(1), 41–57. <https://doi.org/10.1177/0146621612462759>
- Šaško, M. (2021). *Povezanost vrste teškoće djeteta i socio-ekonomskog statusa s doživljajem roditeljskog stresa i zadovoljstvom partnerskim odnosom* [Diplomski rad, Sveučilište u Zagrebu, Edukacijsko-rehabilitacijski fakultet]. Faculty of Education and Rehabilitation Sciences - Digital Repository. <https://urn.nsk.hr/urn:nbn:hr:158:875393>
- Tabachnick, B. G. i Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics* (6. izdanje). Allyn and Bacon.
- Tallal, P., Hirsch, L. S., Realpe-Bonilla, T., Miller, S., Brzustowicz, L. M., Bartlett, C. i Flax, J. F. (2001). Familial aggregation in specific language impairment. *Journal of Speech, Language, and Hearing Research*, 44(5), 1172–1182. [https://doi.org/10.1044/1092-4388\(2001/091\)](https://doi.org/10.1044/1092-4388(2001/091))
- Tallal, P., Townsend, J., Curtiss, S. i Wulfeck, B. (1991). Phenotypic profiles of language-impaired children based on genetic/family history. *Brain and Language*, 41(1), 81–95.
[https://doi.org/10.1016/0093-934X\(91\)90112-E](https://doi.org/10.1016/0093-934X(91)90112-E)
- Taylor, S. E., Lichtman, R. R. i Wood, J. V. (1984). Attributions, beliefs about control, and adjustment to breast cancer. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46(3), 489–502. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.46.3.489>
- Tennen, H. i Affleck, G. (1990). Blaming others for threatening events. *Psychological Bulletin*, 108(2), 209–232. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.108.2.209>

- Tennen, H., Affleck, G. i Gershman, K. (1986). Self-blame among parents of infants with perinatal complications: The role of self-protective motives. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50(4), 690–696. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.50.4.690>
- Thornicroft, G., Brohan, E., Rose, D., Sartorius, N., Leese, M., INDIGO Study Group. (2009). Global pattern of experienced and anticipated discrimination against people with schizophrenia: A cross-sectional survey. *The Lancet*, 373(9661), 408–415. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(08\)61817-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(08)61817-6)
- Ting, Z., Yiting, W. i Chunli, Y. (2018). Affiliate stigma and depression in caregivers of children with Autism Spectrum Disorders in China: Effects of self-esteem, shame and family functioning. *Psychiatry Research*, 264, 260–265. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.03.071>
- Tomblin, J. B., Records, N. L., Buckwalter, P., Zhang, X., Smith, E. i O'Brien, M. (1997). Prevalence of specific language impairment in kindergarten children. *Journal of speech, Language, and Hearing Research: JSLHR*, 40(6), 1245–1260. <https://doi.org/10.1044/jslhr.4006.1245>
- Tran, T. D., Tran, T. i Fisher, J. (2013). Validation of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) 21 as a screening instrument for depression and anxiety in a rural community-based cohort of northern Vietnamese women. *BMC Psychiatry*, 13, 24. <https://doi.org/10.1186/1471-244X-13-24>
- Trigueros, R., Navarro, N., Mercader, I., Aguilar-Parra, J. M., Lopez-Liria, R. i Rocamora-Pérez, P. (2022). Self-stigma, mental health and healthy habits in parent of children with severe mental disorder. *Psychology Research and Behavior Management*, 15, 227–235. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S342780>
- Tscharaktschiew, N. i Rudolph, U. (2016). The who and whom of help giving: An attributional model integrating the help giver and help recipient. *European Journal of Social Psychology*, 46(1), 90–109. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2135>
- van Agt, H., Verhoeven, L., van den Brink, G. i de Koning, H. (2011). The impact on socio-emotional development and quality of life of language impairment in 8-year-old children. *Developmental Medicine & Child Neurology*, 53(1), 81–88. <https://doi.org/10.1111/j.1469-8749.2010.03794.x>

- VanderWeele, T. J., Mathur, M. B. i Chen, Y. (2020). Outcome-wide longitudinal designs for causal inference: A new template for empirical studies. *Statistical Science*, 35(3), 437–466. <https://doi.org/10.1214/19-STS728>
- van Zyl, L. E. i ten Klooster, P. M. (2022). Exploratory structural equation modeling: Practical guidelines and tutorial with a convenient online tool for Mplus. *Frontiers in Psychiatry*, 12, 795672. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2021.795672>
- Vasconcelos-Raposo, J., Fernandes, H. i Teixeira, C. (2013). Factor structure and reliability of the Depression, Anxiety and Stress Scales in a large Portuguese community sample. *The Spanish Journal of Psychology*, 16, E10. <https://doi.org/10.1017/sjp.2013.15>
- Vogel, D. L., Bitman, R. L., Hammer, J. H. i Wade, N. G. (2013). Is stigma internalized? The longitudinal impact of public stigma on self-stigma. *Journal of Counseling Psychology*, 60(2), 311–316. <https://doi.org/10.1037/a0031889>
- Wahl, O. F. (1999). Mental health consumers' experience of stigma. *Schizophrenia Bulletin*, 25(3), 467–478. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.schbul.a033394>
- Wang, Y. A. i Rhemtulla, M. (2018, svibanj). *Connecting unreliable measurement to statistical power in structural equation modeling (SEM)*. [Izlaganje na konferenciji]. Annual convention of the Association for Psychological Science, San Francisco, CA, United States. https://eiko-fried.com/wp-content/uploads/Wang_APS18.pdf
- Watson, A. C., Corrigan, P., Larson, J. E. i Sells, M. (2007). Self-stigma in people with mental illness. *Schizophrenia Bulletin*, 33(6), 1312–1318. <https://doi.org/10.1093/schbul/sbl076>
- Weiner, B. (1979). A theory of motivation for some classroom experiences. *Journal of Educational Psychology*, 71(1), 3–25. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.71.1.3>
- Weiner, B. (1980a). A cognitive (attribution) – emotion – action model of motivated behavior: An analysis of judgments of help giving. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39(2), 186–200. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.39.2.186>
- Weiner, B. (1980b). May I borrow your class notes? An attributional analysis of judgements of help-giving in an achievement related context. *Journal of Educational Psychology*, 72(5), 676–681. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.72.5.676>
- Weiner, B. (1985). An attributional theory of achievement motivation and emotion. *Psychological Review*, 92(4), 548–573. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.92.4.548>

- Weiner, B. (1991). Metaphors in motivation and attribution. *American Psychologist*, 46(9), 921–930. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.46.9.921>
- Weiner, B. (1993). On sin versus sickness: A theory of perceived responsibility and social motivation. *American Psychologist*, 48(9), 957–965. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.48.9.957>
- Weiner, B. (1995). *Judgments of responsibility: A foundation for a theory of social conduct*. Guilford.
- Weiner, B. (2000). Intrapersonal and interpersonal theories of motivation from an attributional perspective. *Educational Psychology Review*, 12(1), 1–14. <https://doi.org/10.1023/A:1009017532121>
- Weiner, B. (2014). The attribution approach to emotion and motivation: History, hypotheses, home runs, headaches/heartaches. *Emotion Review*, 6(4), 353–361. <https://doi.org/10.1177/1754073914534502>
- Weiner, B., Perry, R. P. i Magnusson, J. (1988). An attributional analysis of reactions to stigmas. *Journal of Personality and Social Psychology*, 55(5), 738–748. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.55.5.738>
- Weisman, A. i Lopez, S. R. (1997). An attributional analysis of emotional reactions to schizophrenia in Mexican and Anglo-American cultures. *Journal of Applied Social Psychology*, 27(3), 223–244. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1997.tb00630.x>
- Werner, S. i Shulman, C. (2015). Does type of disability make a difference in affiliate stigma among family caregivers of individuals with autism, intellectual disability or physical disability? *Journal of Intellectual Disability Research*, 59(3), 272–283. <https://doi.org/10.1111/jir.12136>
- Williamson, T. J. (2019). *Stigma and health-related adjustment in lung cancer patients: A longitudinal analysis of moderators and mediators*. [Doktorska disertacija, UCLA]. eScholarship Repository, UCLA Electronic Theses and Dissertations. <https://escholarship.org/uc/item/281323gx>
- Wirth, R. J. i Edwards, M. C. (2007). Item factor analysis: Current approaches and future directions. *Psychological Methods*, 12(1), 58–79. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.12.1.58>

- Wong, C. C. Y., Mak, W. W. S. i Liao, K. Y.-H. (2016). Self-compassion: A potential buffer against affiliate stigma experienced by parents of children with autism spectrum disorders. *Mindfulness*, 7(6), 1385–1395. <https://doi.org/10.1007/s12671-016-0580-2>
- World Health Organization. (2019/2020). *Međunarodna klasifikacija bolesti i srodnih zdravstvenih problema* (11. izdanje). <https://icd.who.int/>
- Xia, Y. i Yang, Y. (2019). RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*, 51(1), 409–428. <https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>
- Yang, L. i Link, B. G. (2016). *Measurement of attitudes, beliefs, and behaviors of mental health and mental illness*. National Academy of Sciences. https://sites.nationalacademies.org/cs/groups/dbassesite/documents/webpage/dbasse_170048.pdf
- Young, A. R., Beitchman, J. H., Johnson, C., Douglas, L., Atkinson, L., Escobar, M. i Wilson, B. (2002). Young adult academic outcomes in a longitudinal sample of early identified language impaired and control children. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and Allied Disciplines*, 43(5), 635–645. <https://doi.org/10.1111/1469-7610.00052>
- Yu, B. C. L., Chio, F. H. N., Mak, W. W. S., Corrigan, P. W. i Chan, K. K. Y. (2021). Internalization process of stigma of people with mental illness across cultures: A meta-analytic structural equation modeling approach. *Clinical Psychology Review*, 87, 102029. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2021.102029>
- Zanon, C., Brenner, R. E., Baptista, M. N., Vogel, D. L., Rubin, M., Al-Darmaki, F. R., Gonçalves, M., Heath, P. J., Liao, H. Y., Mackenzie, C. S., Topkaya, N., Wade, N. G. i Zlati, A. (2021). Examining the dimensionality, reliability, and invariance of the Depression, Anxiety, and Stress Scale-21 (DASS-21) across eight countries. *Assessment*, 28(6), 1531–1544. <https://doi.org/10.1177/1073191119887449>
- Zhang, Y., Subramaniam, M., Lee, S. P., Abidin, E., Sagayadevan, V., Jeyagurunathan, A., Chang, S., Shafie, S. B., Abdul Rahman, R. F., Vaingankar, J. A. i Chong, S. A. (2018). Affiliate stigma and its association with quality of life among caregivers of relatives with mental illness in Singapore. *Psychiatry Research*, 265, 55–61. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.04.044>

- Zisman-Ilani, Y., Levy-Frank, I., Hasson-Ohayon, I., Kravetz, S., Mashiach-Eizenberg, M. i Roe, D. (2013). Measuring the internalized stigma of parents of persons with a serious mental illness: The factor structure of the Parents' Internalized Stigma of Mental Illness Scale. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 201(3), 183–187.
<https://doi.org/10.1097/NMD.0b013e3182845d00>
- Zschorn, M. i Shute, R. (2016). 'We are dealing with it the best we can': Exploring parents' attributions regarding their child's physical disability using the 'Four Ws' framework. *Clinical Child Psychology And Psychiatry*, 21(3), 416–431.
<https://doi.org/10.1177/1359104515614071>
- Zucker, G. S. i Weiner, B. (1993). Conservatism and perceptions of poverty: An attributional analysis. *Journal of Applied Social Psychology*, 23(12), 925–943.
<https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1993.tb01014.x>

PRILOG 1.

Skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca i Skala pridružene stigme dopunjene novim česticama (dodane čestice označene su podebljanim fontom)

Skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca

Slijedi nekoliko tvrdnji koje opisuju kako se drugi ljudi mogu odnositi prema roditeljima djece s jezičnim poremećajem. Ne postoje točni i netočni odgovori, nego nas isključivo zanima Vaše mišljenje. Molimo Vas da pažljivo pročitate svaku tvrdnju i odabirom jedne opcije na ponuđenoj skali odgovorite koliko se sa svakom slažete.

1- U potpunosti se NE slažem

2- NE slažem se

3- Slažem se

4- U potpunosti se slažem

1. Većina ljudi u mojoj zajednici radije ne bi bili prijatelji s roditeljima koji imaju dijete s jezičnim poremećajem. (F1)
2. Većina ljudi vjeruje da su roditelji djece s jezičnim poremećajem odgovorni i brižni kao i drugi roditelji. (R) (F3)
3. Većina ljudi gleda s visoka na roditelje koji imaju dijete s jezičnim poremećajem. (F1)
4. Većina ljudi ne bi često posjećivala prijatelje čije je dijete zbog jezičnog poremećaja uključeno u predškolski ili školski program u posebnoj ustanovi. (F1)
5. Većina ljudi se prema roditeljima koji imaju dijete s jezičnim poremećajem odnosi na isti način kao i prema drugim roditeljima. (R) (F2)
6. Većina ljudi ne krivi roditelje za jezične poremećaje njihove djece. (R) (F2)
7. Većina ljudi radije ne bi posjećivala roditelje koji imaju dijete s jezičnim poremećajem. (F1)
8. **Većina ljudi u našem društvu smatra da je jezične poremećaje kod djece moguće izbjeći odgovarajućom roditeljskom brigom.** (F3)
9. **Većina ljudi odnosi se prema roditeljima kao da njihovo dijete ima jezični poremećaj zbog njih.** (F2)
10. **Većina ljudi roditelje koji imaju dijete s jezičnim poremećajem doživljava kao nemarne.** (F3)
11. **Većina ljudi smatra da su roditelji odgovorni za jezični poremećaj svog djeteta.** (F2)
12. **Većina ljudi misli da su roditelji koji imaju dijete s jezičnim poremećajem loši roditelji.** (F3)
13. **Većina ljudi u našem društvu smatra da su roditelji djece s jezičnim poremećajem jednako sposobni kao bilo koji drugi roditelj.** (R) (F3)

Skala pridružene stigme

Niže su navedene neke tvrdnje koje se mogu odnositi na Vaš život i Vas kao roditelja djeteta s jezičnim poremećajem. Ne postoje točni i netočni odgovori nego nas isključivo zanima Vaše mišljenje. Molimo Vas da pažljivo pročitate svaku tvrdnju i na ponuđenoj skali odaberete onu opciju koja najbolje predstavlja Vaše mišljenje.

1- U potpunosti se NE slažem

2- NE slažem se

3- Slažem se

4- U potpunosti se slažem

1. Osjećam se manje vrijedno zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (A)
2. Izbjegavam pred drugima komunicirati sa svojim djetetom koje ima jezični poremećaj. (P)
3. Drugi ljudi bi me diskriminirali da sam sa svojim djetetom koje ima jezični poremećaj. (K)
4. Osjećam se uznemireno zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (A)
5. Ne usuđujem se reći drugima da imam dijete s jezičnim poremećajem. (P)
6. Moj ugled je narušen zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (K)
7. Sramim se zbog ponašanja svoga djeteta s jezičnim poremećajem. (A)
8. Izbjegavam izlaziti u javnost sa svojim djetetom koje ima jezični poremećaj. (P)
9. Drugi ljudi me negativno vrednuju kada sam sa svojim djetetom koje ima jezični poremećaj. (K)
10. Osjećam se bespomoćno zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (A)
11. S obzirom da imam dijete s jezičnim poremećajem, smanjio/la sam kontakte sa svojim prijateljima i rođacima. (P)
12. Na mene negativno utječe to što imam dijete s jezičnim poremećajem. (K)
13. Osjećam se tužno zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (A)
14. Kada sam sa svojim djetetom koje ima jezični poremećaj, nastojim biti neprimjetan/a u društvu. (P)
15. Mislim da sam nekompetentan/a u usporedbi s drugim ljudima zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (K)
16. Brine me hoće li drugi ljudi saznati da imam dijete s jezičnim poremećajem. (A)
17. Kada sam u javnosti, pokušavam izbjeći interakciju sa svojim djetetom koje ima jezični poremećaj. (P)
18. Mislim da sam manje vrijedan/a od drugih ljudi zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (K)
19. Pod velikim sam pritiskom zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (A)
20. Ne sudjelujem u aktivnostima vezanima uz jezične poremećaje (npr. stručnim skupovima, tribinama, okruglim stolovima i sl.) kako drugi ne bi posumnjali da imam dijete s jezičnim poremećajem. (P)
21. Drugi ljudi će me manje poštovati zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (K)

- 22. Muči me osjećaj krivnje što moje dijete ima jezični poremećaj. (A)**
23. S obzirom da imam dijete s jezičnim poremećajem, smanjio/la sam kontakte sa svojim susjedima. (P)
- 24. Smatram da sam loš roditelj zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (K)**
- 25. Rastužuje me što bi drugi mogli misliti da sam neuspješan roditelj zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (A)**
- 26. Smatram se krivim/krivom za jezični poremećaj svog djeteta. (K)**

Napomena. F1 = Odbacivanje zajednice; F2 = Kauzalne atribucije; F3 = Loši roditelji; R = čestica se boduje obrnuto; K = Kognitivna dimenzija; A = Afektivna dimenzija; P = Ponašajna dimenzija.

PRILOG 2.

Postupak i rezultati validacijskih predanaliza

Opis provedenih analiza

Provjera psihometrijskih karakteristika i faktorske strukture skala provedena je na transverzalnim podacima iz prve točke mjerenja i zasebno za svaki mjerni instrument. Latentna struktura ustanovljena na podacima iz prve točke (T1) dodatno je provjerena na transverzalnim podacima iz druge dvije točke (T2 i T3). U T1 na Skalu obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca odgovorilo je 328 sudionika (98.5 % u cijelosti), u T2 275 sudionika (96.7 % u cijelosti), a u T3 217 (99.1 % u cijelosti). Skalu pridružene stigme u T1 je ispunilo 327 sudionika (95.4 % u cijelosti), u T2 279 (95.7 % u cijelosti) te u T3 219 (96.4 % u cijelosti). Stopa neodgovaranja na skalama CDS-II i DASS-21 nešto je viša. Skalu CDS-II ispunilo je 308 sudionika (92.5 % u cijelosti) u T1, 277 (94.2 % u cijelosti) u T2 te 218 (96.3 % u cijelosti) u T3, a skalu DASS-21 320 sudionika (94.7 % u cijelosti) u T1, 275 (94.6 % u cijelosti) u T2 i 216 (94.0 % u cijelosti) u T3. S obzirom da je udio vrijednosti koje nedostaju na svim skalama relativno nizak (do 2 %), nisu provedene imputacije podataka koji nedostaju, nego su analize provedene na svim dostupnim podacima.

Prije provedbe faktorskih analiza, analizirane su distribucije odgovora na pojedinačnim česticama te njihove međusobne korelacije. S obzirom na to da su odgovori na skalama roditeljske stigme i DASS-21 mjereni na ordinalnoj ljestvici, izračunate su polihorične korelacije, dok su između čestica skale CDS-II izračunati Pearsonovi koeficijenti korelacije. Za ordinalne skale odabrane su polihorične korelacije jer daju točnije procjene povezanosti nego Pearsonovi koeficijenti (vidi npr. Holgado-Tello i sur., 2010; Knol i Berger, 1991; Muthén, 1984; Wirth i Edwards, 2007). Iz istog razloga, za provedbu faktorskih analiza na ordinalnim česticama odabrana je metoda ULSMV (eng., *Unweighted Least Squares Mean and Variance Adjusted*) koja polazi od matrice polihoričnih korelacija. Nekoliko istraživanja pokazalo je da su metode za procjenu parametara razvijene specifično za kategorijalne podatke (npr. WLS, DWLS, ULS) superiornije (daju točnije procjene parametara) u odnosu na ML metodu, pogotovo ako je broj kategorija odgovora mali (od dvije do četiri) te u slučaju izraženije asimetrije i spljoštenosti distribucija (vidi npr. Kilic i Doğan, 2021; Li, 2014; Savalei i Rhemtulla, 2013). Između nekoliko dostupnih metoda za ordinalne podatke, istraživanja prednost daju metodi ULSMV (npr. Savalei i Rhemtulla, 2013). S druge strane, za analizu latentne strukture skale CDS-II, na kojoj su podaci mjereni na intervalnoj skali, odabrana je metoda MLR (*Maximum Likelihood* s robusnim standardnim pogreškama).

Odabrana je robusna inačica ML metode zbog nezadovoljenog uvjeta multivarijatne normalnosti, koja se u tom slučaju pokazala boljom u odnosu na ML (npr. Lai, 2018). Sve analize provedene su u programima SPSS 20.0 i Mplus 8.6 (Muthén i Muthén, 1998-2017).

Kako bi se provjerile faktorske strukture pojedinih mjernih instrumenata, provedene su konfirmatorne faktorske analize (CFA) i eksploratorno strukturalno modeliranje (ESEM) kojima je testirano nekoliko alternativnih modela. Svrha testiranja alternativnih usporedivih modela jest utvrđivanje koji od njih pruža najsmislenije i najparsimoničnije objašnjenje opaženih povezanosti unutar skupa manifestnih varijabli. U skladu s teorijskim pretpostavkama o latentnoj strukturi pojedinih konstrukata te dosadašnjim nalazima iz ranijih validacijskih istraživanja, za svaki konstrukt pretpostavljeno je te konfirmatornom faktorskom analizom testirano nekoliko modela: jednofaktorski model, model s više međusobno povezanih faktora, hijerarhijski model te bifaktorski model. Za razliku od hijerarhijskog modela koji pretpostavlja da je opći faktor nadređen faktorima prvog reda (čestice su općim faktorom zasićene neizravno preko specifičnih faktora), u bifaktorskom modelu (Holzinger i Swineford, 1937) opći faktor nije nadređen specifičnim faktorima nego se također radi o faktoru prvog reda. Pretpostavka bifaktorskog modela je da su sve čestice izravno zasićene općim faktorom te istovremeno jednim specifičnim faktorom. Dakle, opći i specifični faktor istovremeno objašnjavaju varijancu odgovora na pojedinim česticama te se stoga može procijeniti udio varijance koju objašnjava svaki faktor. Bifaktorski model omogućuje procjenu pouzdanosti te snage općeg i specifičnih faktora te stoga daje jasniji uvid u strukturu mjernog instrumenta, odnosno omogućuje nam da procijenimo u kojoj mjeri je instrument višedimenzionalan ili jednodimenzionalan (Reise, 2012; Reise i sur., 2010). Kako bi se donijeli ovi zaključci na temelju rezultata bifaktorskih modela izračunato je nekoliko statističkih pokazatelja (vidi Rodriguez i sur., 2016): (1) indeks replikabilnosti konstrukta H , (2) hijerarhijski omega koeficijent pouzdanosti (ω_h) za opći i specifične faktore, (3) proporcija objašnjene zajedničke varijance (ECV) za opći i specifične faktore (proporcija zajedničke varijance svih čestica objašnjena općim faktorom i proporcija zajedničke varijance skupine čestica koju objašnjava specifični faktor povrh općeg), (4) postotak nekontaminiranih korelacija (PUC), (5) prosječna relativna pristranost parametara (ARPB) te (6) proporcija varijance na pojedinačnim česticama objašnjena općim faktorom (IECV).

Indeks replikabilnosti konstrukta H je mjera koju predlažu Hancock i Mueller (2001), a koja predstavlja korelaciju između faktora i optimalno ponderirane kombinacije čestica. Visok H indeks ($> .80$) ukazuje da je latentna varijabla dobro definirana odabranim indikatorima, na temelju čega se očekuje da će biti stabilna kroz istraživanja (Rodriguez i sur.,

2016). Hijerarhijski omega koeficijent pouzdanosti (ω_h) odražava postotak sistematske varijance u ukupnom rezultatu na cijeloj skali koji se može pripisati individualnim razlikama na općem faktoru, odnosno postotak pouzdane varijance u ukupnom rezultatu na supskali koji se može objasniti specifičnim faktorom nakon što se parcijalizira varijabilitet koji se može pripisati općem faktoru (McDonald, 1999; Reise, Bonifay i Haviland, 2013; Rodriguez i sur., 2016). Kada je ω_h koeficijent za opći faktor viši od .80, ukupni rezultat na skali može se smatrati jednodimenzionalnim (Reise, Bonifay i Haviland, 2013). Postotak nekontaminiranih korelacija (PUC) zajedno s proporcijom objašnjene zajedničke varijance (ECV) koja se može pripisati općem faktoru utječe na pristranost parametara koji bi se dobili procjenom jednofaktorskog modela. Kada je PUC viši od .80, postotak objašnjene varijance općim faktorom manje je bitan za predviđanje pristranosti (Reise, Scheines i sur., 2013). Rodriguez i suradnici (2016) navode da će pristranost biti neznatna ako su i ECV i PUC viši od .70. Ako je PUC niži, ali je ECV viši od .60 i ω_h koeficijent za opći faktor viši od .70, instrument se može rabiti kao jednodimenzionalan (Reise, Scheines i sur., 2013). Konačno, za svaku česticu analizirana je proporcija varijance koja se može pripisati općem faktoru (indeks IECV) te relativna pristranost parametra (RPB). Ako je indeks IECV veći od .85 može se smatrati da čestica odražava samo opći faktor (Stucky i sur., 2013). RPB je razlika između faktorskog zasićenja čestice u jednofaktorskom modelu i zasićenja općim faktorom u bifaktorskom modelu podijeljena sa zasićenjem općim faktorom u bifaktorskom modelu. Muthén i suradnici (1987) navode da se konstrukt može modelirati kao jednodimenzionalan ako je prosječna relativna pristranost parametara (ARPB) za cijelu skalu manja od 10 do 15 %. Svi navedeni pokazatelji izračunati su pomoću Microsoft Excel kalkulatora (Dueber, 2017).

Kako bi se provjerilo imaju li čestice značajna višestruka faktorska zasićenja, testirani su i ESEM modeli. Eksploratorno strukturalno modeliranje (ESEM; Asparouhov i Muthén, 2009) je tehnika koja kombinira prednosti eksploratorne faktorske analize i modeliranja strukturalnim jednadžbama. Za razliku od konfirmatornih faktorskih modela gdje je za svaku česticu definirano zasićenje isključivo samo jednim latentnim faktorom (sva križna zasićenja su fiksirana na nulu), u ESEM modelima, slično kao u eksploratornoj faktorskoj analizi, sva križna zasićenja mogu se slobodno procijeniti. Također, s obzirom da se radi o eksploratornom pristupu, potrebno je primijeniti neku od dostupnih ortogonalnih ili kosokutnih rotacija. Budući da za sve ispitane konstrukte očekujemo međusobno povezane faktore, odabrana je kosokutna rotacija *Target*. Osim ove rotacije, dostupna je i kosokutna rotacija *Geomin*. Glavna razlika je u tome da *Target* rotacija naglašava konfirmatorni pristup jer istraživač može definirati da vrijednosti križnih zasićenja budu što bliže nuli. Pitanje

odabira metode rotacije još uvijek je otvoreno te su potrebna daljnja istraživanja učinaka pojedinih metoda u različitim uvjetima, no Asparouhov i Muthén (2009) pretpostavljaju da će u većini slučajeva *Target* i *Geomin* dati slična rješenja. Jedna od prednosti ESEM modela je što se njegovo pristajanje podacima može provjeriti pomoću istih pokazatelja koji se rabe za procjenu konfirmatornih faktorskih modela. Štoviše, konfirmatorni faktorski model ugniježđen je u ESEM model te je stoga moguće testirati razliku u njihovom pristajanju.

Za procjenu pristajanja svih testiranih modela odabrani su sljedeći pokazatelji: hi-kvadrat test (χ^2), CFI (eng. *Comparative Fit Index*), TLI (eng., *Tucker-Lewis Index*), RMSEA (eng. *Root Mean Square Error of Aproximation*) i SRMR (eng. *Standardized Root Mean Square Residual*). Budući da je χ^2 test osjetljiv na veličinu uzorka, navedena je i relativna vrijednost χ^2 testa (omjer vrijednosti hi-kvadrat testa i stupnjeva slobode; χ^2/df). Prema predloženim graničnim vrijednostima, model ima dobro pristajanje ako χ^2 test nije statistički značajan, odnosno ako je omjer χ^2/df manji od 3 ili barem 5 (Kline, 2010), ako su CFI i TLI veći od .90 (adekvatno pristajanje), tj. veći od .95 (odlično pristajanje; Hu i Bentler, 1999), ako je vrijednost RMSEA manja ili jednaka .08 (adekvatno pristajanje), tj. manja ili jednaka .05 (odlično pristajanje; Browne i Cudeck, 1993) te ako je vrijednost SRMR manja od .08 (Hu i Bentler, 1999). Međutim, treba napomenuti da se predložene granične vrijednosti temelje na ML metodi procjene i kontinuiranim, normalno distribuiranim varijablama te da se pokazalo da nisu toliko prikladne za druge metode (npr. ULSMV). Naime, rezultati simulacijskih istraživanja su pokazali da DWLS (eng. *Diagonally Weighted Least Squares*) i ULS (eng. *Unweighted Least Squares*) metode obično rezultiraju precijenjenim vrijednostima CFI i TLI pokazatelja te podcijenjenim vrijednostima RMSEA (Xia i Yang, 2019). S druge strane, čini se da vrijednost SRMR daje slične procjene neovisno o uporabljenoj metodi za procjenu parametara (Shi i sur., 2020; Shi i Maydeu-Olivares, 2020). S obzirom na navedeno, neki istraživači uzimaju strože granične vrijednosti za procjenu pristajanja ordinalnih modela. Zbog toga su za procjenu pristajanja ordinalnih modela odabrane sljedeće granične vrijednosti: CFI, TLI $\geq$.95, RMSEA $\leq$.05 i SRMR $<$.06. Kako bi se odredilo koji od međusobno uspoređenih modela ima najbolje pristajanje testirana je razlika u χ^2 vrijednostima. No zbog ranije navedenog nedostatka χ^2 testa analizirane su i razlike u CFI, TLI, RMSEA i SRMR vrijednostima. Veličina razlike u pristajanju dva modela procijenjena je prema kriterijima koje predlaže Chen (2007), odnosno smatralo se da nema razlike u pristajanju dva modela podacima ako razlika u CFI i TLI vrijednostima iznosi do |.010|, a u RMSEA i SRMR vrijednostima do |.015|. Osim navedenih statističkih pokazatelja, prilikom procjene testiranih modela u obzir je uzeta i interpretabilnost dobivenih rješenja. Budući da se

radi o već validiranim mjernim instrumentima, jedan od kriterija za procjenu kvalitete pojedinih čestica bio je da imaju faktorsko zasićenje ciljnim faktorom $\lambda \geq .50$. Kao granična vrijednost za procjenu križnih zasićenja odabrana je $\lambda \geq .32$ (vidi Tabachnick i Fidell, 2013).

Rezultati

Skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca (DCFS; Struening i sur., 2001)

U Tablici 1 prikazani su deskriptivni podaci za 13 čestica revidirane inačice Skale obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca (7 originalnih i 6 dodanih čestica). Rezultati Kolmogorov-Smirnov testa pokazali su značajno odstupanje distribucije od normalne na svim česticama, što je očekivano s obzirom da se radi o ordinalnim varijablama sa samo četiri kategorije. Međutim, vrijednosti indeksa simetričnosti i spljoštenosti na svim varijablama manje su od vrijednosti ± 2 te ukazuju da se radi o manjim odstupanjima (George i Mallery, 2016). Grafički prikazi distribucija pokazuju da su odgovori na većini čestica grupirani oko nižih vrijednosti, što je pogotovo izraženo na čestici dcfs1. Dodatno, Mardia test multivarijatne normalnosti¹² pokazao je značajno odstupanje od multivarijatne normalne distribucije. U Tablici 2 prikazane su polihorične korelacije između svih čestica skale. Determinanta matrice korelacija iznosila je nula, a iz Tablice 2 vidljivo je da su neke čestice u visokim međusobnim korelacijama ($r = .83 - .95$) što ukazuje na multikolinearnost i redundantnost pojedinih čestica. Konkretno, radi se o novim česticama dcfs9, dcfs10, dcfs11 i dcfs12. Uzimajući u obzir korelacije između čestica, njihov sadržaj te varijabilitet odgovora na pojedinim česticama, odlučeno je da se izbace čestice dcfs9, dcfs10 te dcfs12.

Na preostalim česticama provedena je konfirmatorna faktorska analiza. Prvo je analiziran model s tri pretpostavljena međusobno povezana faktora u kojem je svaka čestica zasićena unaprijed određenim faktorom. Model je pokazao loše pristajanje podacima te je dobivena korelacija između faktora kauzalne atribucije i loši roditelji veća od 1. S obzirom na navedeno testirana su dva alternativna modela: dvofaktorski u kojem su dva visoko korelirana faktora kombinirana u jedan te jednofaktorski model. Oba modela pokazala su loše pristajanje, iako je dvofaktorski model imao nešto bolje pristajanje u odnosu na jednofaktorski. Nakon toga smo proveli ESEM analizu (uz rotaciju *Target*) kako bismo provjerili postoje li značajna višestruka zasićenja čestica.

¹² Za provedbu Mardia testa multivarijatne normalnosti rabljen je paket *mvn* (Korkmaz i sur., 2014) u programu R (R Core Team, 2020).

Tablica 1. Deskriptivni podaci za čestice Revidirane skale obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca ($N = 328$)

Čestica	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Mdn</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	simetričnost	spljoštenost
dcfs1	1.6	0.62	2	1	4	0.70	0.66
dcfs2r	1.9	0.71	2	1	4	0.67	0.60
dcfs3	2.1	0.75	2	1	4	0.42	0.003
dcfs4	1.9	0.70	2	1	4	0.61	0.59
dcfs5r	2.0	0.71	2	1	4	0.43	0.11
dcfs6r	2.0	0.75	2	1	4	0.43	0.001
dcfs7	1.8	0.60	2	1	4	0.26	0.42
dcfs8	2.4	0.76	2	1	4	-0.09	-0.43
dcfs9	2.1	0.71	2	1	4	0.42	0.28
dcfs10	2.1	0.71	2	1	4	0.22	-0.18
dcfs11	2.1	0.74	2	1	4	0.15	-0.39
dcfs12	1.9	0.65	2	1	4	0.29	0.11
dcfs13r	2.0	0.68	2	1	4	0.36	0.15

Napomena. Čestice dcfs2r, dcfs5r, dcfs6r i dcfs13r su obrnuto bodovane; *Mdn* = medijan.

Tablica 2. Korelacije između čestica Revidirane skale obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca ($N = 328$)

Čestica	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.
dcfs1	.51	.64	.72	.61	.42	.76	.46	.56	.55	.58	.61	.58
dcfs2r	-	.41	.42	.64	.58	.48	.27	.40	.40	.42	.41	.65
dcfs3		-	.70	.63	.46	.71	.51	.59	.57	.61	.58	.45
dcfs4			-	.59	.41	.80	.46	.56	.50	.56	.53	.46
dcfs5r				-	.68	.67	.40	.51	.49	.52	.47	.67
dcfs6r					-	.53	.46	.57	.53	.57	.53	.64
dcfs7						-	.53	.67	.64	.67	.62	.53
dcfs8							-	.77	.74	.76	.70	.47
dcfs9								-	.91	.90	.83	.60
dcfs10									-	.95	.91	.59
dcfs11										-	.91	.62
dcfs12											-	.64
dcfs13r												-

Napomena. Sve su korelacije značajne uz $p < .001$. Podebljanim fontom označene su korelacije $> .80$.

Testiran je model s dva povezana faktora u kojem su slobodno procijenjena sva križna zasićenja. Rezultati su pokazali da nove čestice dcfs8 i dcfs11 imaju niska zasićenja svojim

ciljnim faktorom te salijentna zasićenja ($\lambda > .45$) drugim faktorom te je stoga odlučeno da se od novih čestica zadrži samo jedna, dcfs13.

Na preostalih osam čestica testirana su tri ugniježdjena modela, dvofaktorski i jednofaktorski konfirmatorni model te ESEM model. Pokazatelji pristajanja za navedene modele prikazani su u Tablici 3. Iz Tablice 3 vidljivo je da najlošije pristajanje ima jednofaktorski model i značajno lošije u odnosu na dvofaktorski model ($\Delta\chi^2(1) = 88.95$, $p < .001$, $\Delta CFI = -.070$, $\Delta TLI = -.095$, $\Delta RMSEA = .119$, $\Delta SRMR = .036$). Međutim, ni druga dva modela nisu pokazala dobro pristajanje prema svim pokazateljima. Iako, CFI, TLI i SRMR ukazuju na odlično pristajanje, χ^2 test i RMSEA pokazuju loše pristajanje. Omjer χ^2/df ukazuje na adekvatno pristajanje.

Tablica 3. Pokazatelji pristajanja testiranih modela (T1)

	1F-CFA	2F-CFA / H-CFA	2F-ESEM	B-CFA
$\chi^2(df), p$	336.88 (20), $p < .001$	82.84 (19), $p < .001$	53.66 (13), $p < .001$	50.27 (12), $p < .001$
χ^2/df	16.8	4.4	4.1	4.2
CFI	.913	.983	.989	.990
TLI	.879	.974	.976	.976
RMSEA	.220	.101	.098	.099
[90 % CI]	[.199, .241]	[.079, .124]	[.071, .125]	[.071, .128]
SRMR	.063	.027	.016	.017

Napomena. 1F-CFA = jednofaktorski konfirmatorni; 2F-CFA = dvofaktorski konfirmatorni; H-CFA = hijerarhijski konfirmatorni; 2F-ESEM = dvofaktorski ESEM; B-CFA = bifaktorski konfirmatorni.

Međutim, u obzir je potrebno uzeti da pokazatelji pristajanja modela mogu biti pod utjecajem različitih čimbenika, poput veličine modela koji se procjenjuje, veličine uzorka ili karakteristika manifestnih varijabli. Primjerice, DiStefano i suradnici (2019) napominju da bi istraživači trebali biti oprezni prilikom interpretacije RMSEA pokazatelja kada procjenjuju pristajanje ordinalnih faktorskih modela, pogotovo ako je broj varijabli u modelu velik, distribucije su asimetrične, a broj kategorija odgovora mali. S druge strane, Kenny i suradnici (2015) zaključuju da je RMSEA osjetljiva na broj stupnjeva slobode te da je stoga nije prikladno računati za modele s malim brojem stupnjeva slobode. Shi i suradnici (2019) ukazuju da je RMSEA nepouzdana za procjenu malih modela (npr. s 10 indikatora), čak i kada se radi o varijablama s visokim faktorskim zasićenjima (npr. $\lambda = .80$). Navedeno je moguće objašnjenje zašto su dobivene ovako visoke vrijednosti RMSEA za testirane modele.

Naime, radi se o ordinalnim česticama sa samo četiri kategorije, ukupni broj indikatora je osam i svi modeli imaju mali broj stupnjeva slobode ($df = 13 - 20$). S obzirom da statistički pokazatelji pristajanja modela nisu savršeni, mnogi autori ukazuju da donošenje odluka isključivo na temelju graničnih vrijednosti ovih pokazatelja može dovesti do pogrešnog odbacivanja dobrog modela (npr. Marsh i sur., 2004) te da odluke moraju biti vođene i polaznom teorijskom osnovom. S obzirom na navedene nedostatke, RMSEA neće biti uzeta u obzir prilikom procjene faktorskih modela za ovu skalu.

Usporedba dvofaktorskog konfirmatornog i ESEM modela pokazala je pad u pristajanju konfirmatornog modela u odnosu na ESEM model prema testu razlike u χ^2 vrijednostima, no ostali pokazatelji ukazuju na jednako pristajanje ($\Delta\chi^2(6) = 34.35$, $p < .001$, $\Delta CFI = -.006$, $\Delta TLI = -.002$, $\Delta SRMR = .011$). Također, križna faktorska zasićenja dobivena procjenom ESEM modela nisu prelazila graničnu vrijednost od $\lambda = .32$ (najviše zasićenje ne-ciljnim faktorom imala je čestica *dcfs5* $\lambda = .23$). ESEM model nije pokazao značajno smanjenje korelacije između dva latentna faktora (u konfirmatornom modelu $\Phi = .75$, u ESEM modelu $\Phi = .72$), što bi dodatno ukazivalo na postojanje višestrukih salijentnih križnih zasićenja. Dva dobivena faktora sadržajno odražavaju dva oblika javne stigme prema roditeljima djece s teškoćama koja se navode u literaturi: neizravnu i izravnu stigmatu. Međutim, treba uočiti da su prvim faktorom zasićene sve negativne čestice, a drugim faktorom sve pozitivne čestice. Dakle, moguće je da je dvofaktorska struktura zapravo samo rezultat učinka formulacije čestica. S obzirom na navedeno i visoku korelaciju između dva faktora, testirani su hijerarhijski i bifaktorski model. Hijerarhijski model s dva faktora prvog reda ima jednak broj parametara kao i model s dva korelirana faktora te stoga pokazuje jednako pristajanje podacima. Jednofaktorski i hijerarhijski modeli su ugniježđeni u bifaktorski model te je stoga testirana razlika u njihovom pristajanju u odnosu na bifaktorski model. Jednofaktorski model je pokazao značajan pad u pristajanju u odnosu na bifaktorski model ($\Delta\chi^2(8) = 222.84$, $p < .001$, $\Delta CFI = -.077$, $\Delta TLI = -.097$, $\Delta SRMR = .046$). Također, dobivena razlika u χ^2 vrijednostima ukazuje na bolje pristajanje bifaktorskog modela u odnosu na hijerarhijski, no ostali pokazatelji ukazuju na jednako pristajanje dva modela ($\Delta\chi^2(7) = 28.15$, $p < .001$, $\Delta CFI = -.007$, $\Delta TLI = -.002$, $\Delta SRMR = .010$). Budući da je bifaktorski model manje restriktivan, očekivano je da će pokazati bolje pristajanje podacima nego hijerarhijski model (Murray i Johnson, 2013), stoga se odluka o prihvatanju modela ne bi trebala temeljiti isključivo samo na pokazateljima pristajanja, nego je u obzir potrebno uzeti i interpretabilnost rješenja. Rezultati bifaktorskog modela pokazali su relativno visoka zasićenja svih čestica općim faktorom (faktorska zasićenja kreću se između $\lambda = .58$ i $.86$, $SE = .06$ do $.08$) te nešto

niža zasićenja specifičnim faktorima (za prvi faktor: $\lambda = .18$ do $.64$; za drugi faktor: $\lambda = .37$ do $.52$). Međutim, za prvi specifični faktor dobivene su vrlo visoke standardne pogreške koje ukazuju na nestabilnost dobivenih parametara (za prvi faktor: $SE = .21$ do $.25$; za drugi faktor: $SE = .07$ do $.12$). Na temelju rezultata bifaktorskog modela izračunati su ranije navedeni statistički pokazatelji na temelju kojih je moguće procijeniti jednodimenzionalnost, odnosno višedimenzionalnost skale. Proporcija objašnjene zajedničke varijance, omega hijerarhijski koeficijent pouzdanosti i indeks replikabilnosti konstrukta za opći faktor iznose $ECV = .74$, $\omega_h = .81$, $H = .91$, a za specifične faktore $ECV_s = .19$ i $.35$, $\omega_{hs} = .14$ i $.31$ te $H = .47$ i $.55$, što ukazuje na relativno pouzdan opći faktor, ali i na prisutnost niske razine višedimenzionalnosti (koju specifični faktori ne zahvaćaju pouzdano). Postotak nekontaminiranih korelacija iznosi $PUC = .57$. Relativna pristranost parametara za pojedinačne čestice kreće se od $|.001$ do $.21$], a prosječna relativna pristranost parametara iznosi $ARPB = .08$, što ukazuje da se konstrukt uz manju pristranost može modelirati kao jednodimenzionalan. S druge strane, hijerarhijski model je pokazao stabilnije rezultate. Sve čestice pokazale su visoka zasićenja ciljnim faktorom (za prvi faktor: $\lambda = .80$ do $.92$; za drugi faktor: $\lambda = .74$ do $.92$) uz niske standardne pogreške ($SE = .02$ do $.03$). Faktorska zasićenja drugog reda iznosila su $\lambda_{F1} = .80$ ($SE = .02$) i $\lambda_{F2} = .94$ ($SE = .03$).

Dobiveni su rezultati provjereni na uzorcima sudionika koji su sudjelovali u T2 i T3. U obje je točke dobiveno relativno dobro pristajanje i bifaktorskih (u T2: $\chi^2(12) = 77.34$, $p < .001$; $\chi^2/df = 6.4$; CFI = .977; TLI = .947; RMSEA = .141, 90 % CI [.112, .171], SRMR = .022; u T3: $\chi^2(12) = 25.51$, $p = .013$; $\chi^2/df = 2.1$; CFI = .994; TLI = .985; RMSEA = .072, 90 % CI [.032, .111], SRMR = .015) i hijerarhijskih modela (u T2: $\chi^2(19) = 120.18$, $p < .001$; $\chi^2/df = 6.3$; CFI = .965; TLI = .948; RMSEA = .139, 90 % CI [.116, .163], SRMR = .032; u T3: $\chi^2(19) = 93.45$, $p < .001$; $\chi^2/df = 4.9$; CFI = .964; TLI = .947; RMSEA = .134, 90 % CI [.108, .162], SRMR = .038), no ne prema svim pokazateljima. Međutim, iako neki pokazatelji ukazuju na lošije pristajanje modela, reziduali korelacija dobiveni procjenom i bifaktorskih i hijerarhijskih modela u sve tri točke mjerenja ne ukazuju na značajna odstupanja. Na podacima iz T2, pristajanje bifaktorskog i hijerarhijskog modela je podjednako, no na podacima iz T3 hijerarhijski je model pokazao značajan pad u pristajanju u odnosu na bifaktorski model. Ipak, uzimajući u obzir interpretabilnost rješenja hijerarhijski je model ponovno pokazao stabilnije rezultate u odnosu na bifaktorski. Parametri dobiveni procjenom bifaktorskih modela su u pravilu imali više standardne pogreške. Na podacima iz T2 dobivena zasićenja općim faktorom kreću se između $\lambda = .61$ i $.88$ ($SE = .05$ do $.06$), a zasićenja specifičnim faktorima između $\lambda = .34$ i $.57$ ($SE = .05$ do $.08$) za prvi faktor te $\lambda = .19$ i $.41$ (SE

= .09 do .17) za drugi faktor. Na podacima iz T3 dobivena zasićenja općim faktorom kreću se između $\lambda = .44$ i $.84$ ($SE = .05$ do $.07$), a zasićenja specifičnim faktorima između $\lambda = .36$ i $.50$ ($SE = .06$ do $.09$) za prvi faktor te $\lambda = .25$ i $.71$ ($SE = .09$ do $.10$) za drugi faktor. Također, moguće je uočiti veće varijacije u visini faktorskih zasićenja pojedinih čestica između tri točke mjerenja. Proporcija objašnjene zajedničke varijance, omega hijerarhijski koeficijent pouzdanosti i indeks replikabilnosti konstrukta za opći faktor iznose $ECV = .75$, $\omega_h = .81$, $H = .92$ u T2 te $ECV = .68$, $\omega_h = .78$, $H = .91$ u T3, a za specifične faktore $ECV_S = .34$ i $.16$, $\omega_{hs} = .30$ i $.14$ te $H = .59$ i $.34$ u T2 i $ECV_S = .32$ i $.32$, $\omega_{hs} = .29$ i $.28$ te $H = .60$ i $.61$ u T3. Postotak nekontaminiranih korelacija iznosi $PUC = .57$ u obje točke, a prosječna relativna pristranost parametara $ARPB = .08$ u T2 te $ARPB = .12$ u T3. S druge strane, procjenom hijerarhijskih modela dobivena su relativno slična faktorska zasićenja pojedinih čestica kroz sve tri vremenske točke (vidi Tablicu 4). Sva su zasićenja relativno visoka uz niske standardne pogreške koje se kreću između $.02$ i $.03$. Čestice nisu pokazale salijentna zasićenja ($\lambda > .32$) ne-ciljnim faktorom.

Tablica 4. Standardizirana faktorska zasićenja za Revidiranu skalu obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca u tri točke mjerenja ($N_1 = 328$; $N_2 = 275$; $N_3 = 217$)

	T1		T2		T3	
	Neizravna stigma	Izravna stigma	Neizravna stigma	Izravna stigma	Neizravna stigma	Izravna stigma
dcfs1	.86		.83		.80	
dcfs3	.80		.81		.86	
dcfs4	.83		.87		.90	
dcfs7	.92		.88		.95	
dcfs2r		.74		.69		.62
dcfs5r		.92		.91		.90
dcfs6r		.74		.74		.82
dcfs13r		.80		.91		.90
Percipirana stigma	.80	.94	.80	.96	.74	.97

Zaključno, hijerarhijski je model pokazao stabilnija i pouzdanija rješenja te uglavnom podjednako pristajanje podacima kao bifaktorski model. S obzirom da je ovaj model i parsimoničniji, odlučeno je da se zadrži hijerarhijski model. Također, smatramo da ustanovljena hijerarhijska struktura s jednim općim faktorom percipirane stigme prema roditeljima i dva faktora nižeg reda koji zahvaćaju percepciju izravne i neizravne stigme

prema roditeljima bolje odgovara konceptualnoj definiciji percipirane javne stigme prema roditeljima nego bifaktorska ili originalno predložena trofaktorska struktura. Kao pokazatelj unutarnje konzistencije skale izračunat je ordinalni α koeficijent (Gadermann i sur., 2012) na matrici polihoričnih korelacija, koji daje točniju procjenu za ordinalne podatke u odnosu na klasični Cronbachov α koeficijent. Ordinalni α za čitavu skalu iznosi .92 u sve tri točke. Također, izračunati su omega koeficijent višeg reda na razini 1, koji pokazuje udio varijance u ukupnom rezultatu na cijeloj skali koji se može pripisati individualnim razlikama na općem faktoru, te omega koeficijent višeg reda na razini 2, koji pokazuje udio varijance u faktorima prvog reda koji se može objasniti općim faktorom (Flora, 2020). Omega višeg reda na razini 1 iznosi $\omega_{ho} = .81$ u T1, $\omega_{ho} = .83$ u T2 te $\omega_{ho} = .79$ u T3, a na razini 2 $\omega_{ho} = .85$ u T1, $\omega_{ho} = .87$ u T2 te $\omega_{ho} = .81$ u T3¹³. Konačna inačica skale dostupna je u Prilogu 3.

Skala pridružene stigme (ASS; Mak i Cheung, 2008)

U Tablici 5 prikazani su deskriptivni podaci za 26 čestica (22 originalne i 4 dodane) iz revidirane inačice Skale pridružene stigme. Rezultati Kolmogorov-Smirnov testa pokazali su značajno odstupanje distribucije od normalne na svim česticama, a Mardia test multivarijatne normalnosti pokazao je značajno odstupanje od multivarijatne normalne distribucije. Ipak, na većini čestica indeksi simetričnosti i spljoštenosti su unutar prihvatljivog intervala od ± 2 , izuzev čestica ass5 i ass16 koje pokazuju nešto veća odstupanja. Polihorične korelacije između svih čestica prikazane su u Tablici 6. Visina korelacija kreće se između .41 i .90, pri čemu je čak 25 korelacija veće od .80 (od toga je 11 korelacija $\geq .85$). Iz tablice se može uočiti da nisu samo čestice unutar supskala u međusobno visokim korelacijama nego i čestice s različitim supskala, što je pogotovo vidljivo u korelacijama između kognitivnih i ponašajnih čestica. Determinanta matrice korelacija manja je od $D = .00001$ i ukazuje na multikolinearnost (vidi Field, 2005). S obzirom da ekstremna multikolinearnost uzrokuje probleme u faktorskoj analizi, zaključeno je da bi neke čestice trebalo izbaciti. Uzimajući u obzir sadržaj te varijabilitet odgovora na pojedinim česticama, odlučeno je da se izbace tri ponašajne čestice, ass8, ass17 i ass23, koje su bile u vrlo visokim korelacijama s česticama na ponašajnoj supskali, ali i s česticama s druge dvije supskale. Također, nova čestica ass26 (kognitivna) je imala visoku korelaciju s jednom kognitivnom i jednom afektivnom česticom te smo stoga i nju odlučili izbaciti. To je rezultiralo povećanjem determinante matrice korelacija iznad granične vrijednosti.

¹³ Omega koeficijenti višeg reda izračunati su pomoću paketa *semTools* (Jorgensen i sur., 2021) u programu R (R Core Team, 2020).

Tablica 5. Deskriptivni podaci za čestice Revidirane skale pridružene stigme ($N = 327$)

Čestica	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Mdn</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	simetričnost	spljoštenost
ass1	1.5	0.64	1	1	4	1.02	0.26
ass2	1.3	0.52	1	1	4	1.39	1.76
ass3	1.5	0.59	1	1	4	0.85	0.24
ass4	1.8	0.86	2	1	4	0.54	-0.90
ass5	1.4	0.68	1	1	4	1.80	3.19
ass6	1.3	0.48	1	1	3	1.48	1.14
ass7	1.3	0.53	1	1	3	1.58	1.59
ass8	1.2	0.39	1	1	3	1.85	1.94
ass9	1.5	0.65	1	1	4	1.06	0.62
ass10	1.8	0.82	2	1	4	0.61	-0.49
ass11	1.4	0.61	1	1	4	1.40	1.61
ass12	1.6	0.77	1	1	4	1.06	0.21
ass13	2.0	0.92	2	1	4	0.35	-1.14
ass14	1.3	0.51	1	1	3	1.15	0.21
ass15	1.4	0.56	1	1	3	1.16	0.37
ass16	1.3	0.64	1	1	4	2.08	4.48
ass17	1.2	0.44	1	1	3	1.42	0.60
ass18	1.3	0.48	1	1	3	1.48	1.13
ass19	1.9	0.90	2	1	4	0.53	-0.78
ass20	1.4	0.52	1	1	3	1.09	0.09
ass21	1.4	0.55	1	1	3	1.07	0.15
ass22	1.9	0.88	2	1	4	0.47	-0.86
ass23	1.3	0.57	1	1	4	1.53	1.91
ass24	1.5	0.65	1	1	4	1.25	0.96
ass25	1.7	0.80	1	1	4	0.79	-0.56
ass26	1.7	0.74	2	1	4	0.78	-0.15

Napomena. *Mdn* = medijan.

Na preostalim česticama provedena je konfirmatorna faktorska analiza. Testirana su dva ranije pretpostavljena konfirmatorna modela, trofaktorski i jednofaktorski, te ESEM model kako bi se provjerilo postoje li značajna višestruka zasićenja čestica. Oba modela pokazala su slabo pristajanje prema χ^2 vrijednosti, omjeru χ^2/df te RMSEA, dok su se vrijednosti CFI, TLI i SRMR kretale oko prihvatljivih graničnih vrijednosti (.96 za CFI i TLI te .06 za SRMR). ESEM model je pokazao značajno bolje pristajanje i ukazao na postojanje značajnih višestrukih zasićenja čestica. S obzirom na visoke korelacije između tri faktora ($\Phi > .90$ u konfirmatornom modelu te $\Phi = .62$ do $.68$ u ESEM modelu), testirali smo bifaktorski konfirmatorni i ESEM model. Konfirmatorni model nije rezultirao prihvatljivim rješenjem i

rezultati su ukazivali da je problem u čestici ass12. Analizom bifaktorskog ESEM modela ustanovljeno je da čestica ass12 nije dobar indikator ciljnog specifičnog faktora, odnosno da nema značajno zasićenje ciljnim kognitivnim faktorom, a ima značajno i salijentno zasićenje ($\lambda = .44$) afektivnim faktorom. Također, nove čestice ass22, ass24 i ass25 pokazale su veća višestruka zasićenja specifičnim faktorima nakon ekstrakcije općeg faktora. Zbog toga smo navedene čestice odlučili izbaciti. Čestice su izbacivane jedna po jedna počevši od one s najvećim križnim zasićenjem. Nakon svake izbačene čestice ponovno je procijenjen bifaktorski ESEM model te su analizirana nova faktorska zasićenja.

Tablica 6. Korelacije između čestica Revidirane skale pridružene stigme ($N = 327$)

Čestica	3	6	9	12	15	18	21	24	26	1	4	7	10
ass6	.74	-											
ass9	.78	.75	-										
ass12	.57	.71	.57	-									
ass15	.62	.74	.65	.63	-								
ass18	.66	.82	.66	.76	.84	-							
ass21	.80	.82	.79	.64	.67	.78	-						
ass24	.60	.66	.62	.61	.73	.79	.65	-					
ass26	.48	.62	.50	.52	.64	.75	.50	.85	-				
ass1	.57	.63	.58	.69	.68	.79	.65	.69	.66	-			
ass4	.52	.62	.55	.80	.59	.69	.59	.61	.61	.66	-		
ass7	.62	.79	.65	.72	.74	.81	.64	.64	.58	.62	.71	-	
ass10	.61	.63	.61	.76	.61	.69	.62	.68	.61	.69	.70	.61	-
ass13	.54	.55	.47	.78	.60	.66	.53	.59	.59	.64	.76	.62	.77
ass16	.65	.74	.61	.59	.68	.75	.69	.60	.58	.64	.59	.68	.51
ass19	.59	.57	.62	.80	.58	.64	.61	.63	.64	.65	.79	.62	.76
ass22	.47	.58	.51	.60	.65	.70	.55	.79	.85	.70	.64	.59	.70
ass25	.59	.63	.67	.57	.60	.76	.71	.76	.70	.59	.55	.60	.55
ass2	.63	.70	.56	.60	.63	.71	.64	.58	.51	.74	.59	.68	.54
ass5	.60	.75	.44	.65	.62	.74	.60	.63	.57	.64	.64	.70	.55
ass8	.66	.89	.69	.63	.73	.85	.73	.61	.52	.60	.55	.87	.51
ass11	.66	.72	.67	.67	.65	.64	.67	.53	.41	.58	.55	.63	.61
ass14	.65	.80	.69	.74	.84	.80	.69	.68	.60	.70	.62	.83	.67
ass17	.65	.85	.65	.75	.77	.87	.75	.68	.61	.64	.65	.79	.60
ass20	.59	.75	.55	.58	.69	.73	.68	.63	.50	.58	.49	.65	.49
ass23	.70	.82	.72	.69	.72	.72	.80	.62	.50	.61	.57	.66	.61

Tablica 6. Korelacije između čestica Revidirane skale pridružene stigme (nastavak)

Čestica	13	16	19	22	25	2	5	8	11	14	17	20	23
ass16	.51	-											
ass19	.80	.52	-										
ass22	.68	.50	.70	-									
ass25	.56	.58	.61	.65	-								
ass2	.48	.66	.51	.52	.52	-							
ass5	.53	.70	.46	.51	.55	.71	-						
ass8	.46	.75	.47	.45	.56	.75	.74	-					
ass11	.54	.61	.54	.46	.57	.61	.58	.74	-				
ass14	.65	.73	.61	.64	.63	.77	.69	.87	.76	-			
ass17	.58	.78	.58	.54	.64	.74	.73	.90	.73	.89	-		
ass20	.52	.68	.56	.50	.60	.68	.63	.75	.53	.76	.81	-	
ass23	.61	.70	.59	.55	.63	.63	.61	.78	.86	.84	.84	.68	-

Napomena. Čestice su grupirane prema supskalama: kognitivna = ass6-ass26, afektivna = ass1-ass25, ponašajna = ass2-ass23; Sve su korelacije značajne uz $p < .001$. Podebljanim fontom označene su korelacije $> .80$.

Nakon ovog koraka ostalo je 18 čestica na kojima su ponovno procijenjeni jednofaktorski, trofaktorski i bifaktorski model. Jednofaktorski ($\chi^2(135) = 476.56$, $p < .001$; $\chi^2/df = 3.5$; CFI = .968; TLI = .964; RMSEA = .088, 90 % CI [.079, .097]; SRMR = .056) i trofaktorski ($\chi^2(132) = 423.31$, $p < .001$; $\chi^2/df = 3.2$; CFI = .973; TLI = .968; RMSEA = .082, 90 % CI [.073, .091]; SRMR = .052) modeli i dalje nisu pokazivali dovoljno dobro pristajanje, a korelacije između tri faktora kretale su se između .91 i .95. Bifaktorski model je pokazao dobro pristajanje ($\chi^2(117) = 205.50$, $p < .001$; $\chi^2/df = 1.8$; CFI = .992; TLI = .989; RMSEA = .048, 90 % CI [.037, .059]; SRMR = .032) i značajno bolje nego jednofaktorski ($\Delta\chi^2(18) = 233.70$, $p < .001$; $\Delta CFI = -.024$; $\Delta TLI = -.025$; $\Delta RMSEA = .040$; $\Delta SRMR = .024$) i hijerarhijski model¹⁴ ($\Delta\chi^2(15) = 195.68$, $p < .001$; $\Delta CFI = -.019$; $\Delta TLI = -.021$; $\Delta RMSEA = .034$; $\Delta SRMR = .020$). Bifaktorski konfrimatorni i ESEM model pokazali su podjednako dobro pristajanje ($\Delta\chi^2(30) = 73.05$, $p < .001$; $\Delta CFI = -.003$; $\Delta TLI = -.002$; $\Delta RMSEA = .004$; $\Delta SRMR = .011$). Pokazatelji snage i pouzdanosti općeg i tri specifična faktora izračunati na temelju rezultata bifaktorskog modela ukazivali su na jednodimenzionalnost skale, unatoč slabijem pristajanju jednofaktorskog modela.

¹⁴ Hijerarhijski model s jednim nadređenim i tri faktora prvog reda ima jednak broj parametara kao trofaktorski model te stoga ima i jednako pristajanje.

Ustanovljena latentna struktura provjerena je na uzorcima sudionika koji su sudjelovali u T2 i T3. Iako je na podacima iz T2 konfirmatorni bifaktorski model pokazao dobro pristajanje te je većina pokazatelja ukazivala na podjednako pristajanje u odnosu na bifaktorski ESEM model, na podacima iz T3 konfirmatorni je model pokazao značajan pad u pristajanju u odnosu na ESEM model. Na temelju indeksa modifikacije modela i faktorskih zasićenja dobivenih procjenom bifaktorskog ESEM modela zaključeno je da slabije pristajanje proizlazi iz višestrukih zasićenja nekih čestica. Konkretno, afektivna čestica ass16 pokazala je značajno zasićenje specifičnim kognitivnim faktorom, a ponašajna čestica ass20 značajno zasićenje specifičnim afektivnim faktorom te je stoga odlučeno da se ove dvije čestice izbace iz daljnjih analiza. Dakle, zadržano je 16 čestica (6 kognitivnih, 6 afektivnih i 4 ponašajne) na kojima je ponovno testiran bifaktorski model. U sve tri točke mjerenja bifaktorski modeli pokazali su zadovoljavajuće pristajanje (vidi Tablicu 7).

Tablica 7. Pokazatelji pristajanja bifaktorskih modela u tri točke mjerenja – kratka inačica Skale pridružene stigme sa 16 čestica ($N_1 = 327$; $N_2 = 279$; $N_3 = 219$)

	T1	T2	T3
$\chi^2(df), p$	165.86 (89) $p < .001$	150.47 (89) $p < .001$	130.68 (89) $p < .001$
χ^2/df	1.9	1.7	1.5
CFI	.992	.994	.994
TLI	.989	.992	.992
RMSEA	.051	.050	.046
[90 % CI]	[.039, .063]	[.036, .063]	[.032, .064]
SRMR	.032	.029	.031

U Tablici 8 prikazani su pokazatelji pouzdanosti i snage općeg i specifičnih faktora u tri točke mjerenja, a u Tablicama 9 do 11 standardizirana faktorska zasićenja dobivena procjenom jednofaktorskog i bifaktorskog modela. Iako je jednofaktorski model pokazao značajan pad u pristajanju u odnosu na bifaktorski (u T1: $\Delta\chi^2(15) = 199.84$, $p < .001$; $\Delta CFI = -.025$; $\Delta TLI = -.027$; $\Delta RMSEA = .043$; $\Delta SRMR = .026$; u T2: $\Delta\chi^2(15) = 163.72$, $p < .001$; $\Delta CFI = -.016$; $\Delta TLI = -.018$; $\Delta RMSEA = .041$; $\Delta SRMR = .021$; u T3: $\Delta\chi^2(15) = 103.35$, $p < .001$; $\Delta CFI = -.012$; $\Delta TLI = -.013$; $\Delta RMSEA = .032$; $\Delta SRMR = .017$), rezultati bifaktorskog modela sugeriraju da se konstrukt može modelirati kao jednodimenzionalan (prosječna relativna pristranost parametara na podacima iz T1 iznosi $ARPB = .04$, na podacima iz T2 $ARPB = .03$, a na podacima iz T3 $ARPB = .02$). Ordinalni Cronbachov alfa koeficijent za cijelu skalu iznosi $\alpha = .97$ u sve tri točke.

Tablica 8. Pokazatelji pouzdanosti i snage općeg i specifičnih faktora dobiveni procjenom bifaktorskog modela u tri točke mjerenja ($N_1 = 327$; $N_2 = 279$; $N_3 = 219$)

Točka mjerenja	Faktor	ECV	ω_h	H	PUC
T1	Opći	.84	.93	.97	.70
	Kognitivni	.13	.07	.43	
	Afektivni	.25	.20	.61	
	Ponašajni	.09	.04	.25	
T2	Opći	.87	.95	.98	.70
	Kognitivni	.08	.04	.32	
	Afektivni	.23	.20	.60	
	Ponašajni	.05	.003	.14	
T3	Opći	.87	.95	.97	.70
	Kognitivni	.13	.08	.43	
	Afektivni	.16	.11	.46	
	Ponašajni	.09	.07	.25	

Napomena. ECV = proporcija objašnjene zajedničke varijance; ω_h = hijerarhijski omega koeficijent pouzdanosti; H = indeks replikabilnosti konstrukta; PUC = postotak nekontaminiranih korelacija.

Zaključno, većina čestica pokazala je zasićenje primarno općim faktorom te proporcija objašnjene zajedničke varijance, hijerarhijski omega koeficijent pouzdanosti i indeks replikabilnosti konstrukta ukazuju na jednodimenzionalnost skale. Standardizirana zasićenja čestica općim faktorom kreću se od .75 do .93 za kognitivne čestice, .66 do .86 za afektivne te .75 do .92 za ponašajne. Proporcija objašnjene varijance na pojedinim česticama koja se može pripisati općem faktoru kreće se između IECV = .54 do IECV = 1.0. Višedimenzionalnost se u najvećoj mjeri može uočiti na afektivnim te nekim kognitivnim česticama (ass3, ass9, ass21). Za čestice koje su pokazale veću višedimenzionalnost može se uočiti i sadržajno preklapanje s drugim skalama, odnosno konstruktima: u slučaju kognitivnih čestica radi se o preklapanju s percipiranom stigmom, a u slučaju afektivnih s depresivnosti i stresom. U sljedećem koraku bit će testirani modeli sa svim ispitanim konstruktima te će se provjeriti postoje li značajna zasićenja drugim konstruktima. Ovisno o rezultatima razmotrit će se izbacivanje čestica koje pokazuju veću višedimenzionalnost i sadržajno preklapanje s drugim konstruktima.

Tablica 9. Standardizirana faktorska zasićenja u T1 – Revidirana skala pridružene stigme sa 16 čestica ($N = 327$)

Čestica	1F- λ	OF- λ	KOG- λ	AFE- λ	PON- λ	IECV
ass3	.79	.77	.44			.75
ass6	.88	.88	.20			.95
ass9	.78	.75	.45			.74
ass15	.83	.85	-.05			1.0
ass18	.91	.93	-.06			1.0
ass21	.83	.81	.42			.79
ass1	.81	.79		.19		.95
ass4	.78	.73		.46		.72
ass7	.85	.86		.06		1.0
ass10	.79	.74		.42		.76
ass13	.75	.67		.59		.56
ass19	.76	.69		.59		.58
ass2	.78	.79			.22	.93
ass5	.76	.77			.47	.73
ass11	.77	.79			-.05	1.0
ass14	.89	.91			.02	1.0

Napomena. 1F- λ = zasićenja u jednofaktorskom modelu, OF- λ = zasićenja općim faktorom u bifaktorskom modelu, KOG- λ = zasićenja kognitivnim specifičnim faktorom, AFE- λ = zasićenja afektivnim specifičnim faktorom, PON- λ = zasićenja ponašajnim specifičnim faktorom, IECV = proporcija varijance u odgovorima na čestici objašnjena općim faktorom.

Tablica 10. Standardizirana faktorska zasićenja u T2 – Revidirana skala pridružene stigme sa 16 čestica ($N = 279$)

Čestica	1F- λ	OF- λ	KOG- λ	AFE- λ	PON- λ	IECV
ass3	.88	.87	.26			.92
ass6	.86	.86	.20			.95
ass9	.82	.81	.45			.76
ass15	.89	.92	-.14			.98
ass18	.93	.94	.01			1.0
ass21	.84	.84	.26			.91
ass1	.83	.81		.18		.95
ass4	.90	.86		.36		.85
ass7	.87	.85		.19		.95
ass10	.80	.73		.50		.68
ass13	.73	.66		.61		.54
ass19	.81	.74		.53		.66
ass2	.85	.86			.22	.94
ass5	.82	.83			.19	.95
ass11	.82	.84			-.26	.91
ass14	.91	.92			.42	1.0

Napomena. 1F- λ = zasićenja u jednofaktorskom modelu, OF- λ = zasićenja općim faktorom u bifaktorskom modelu, KOG- λ = zasićenja kognitivnim specifičnim faktorom, AFE- λ = zasićenja afektivnim specifičnim faktorom, PON- λ = zasićenja ponašajnim specifičnim faktorom, IECV = proporcija varijance u odgovorima na čestici objašnjena općim faktorom.

Tablica 11. Standardizirana faktorska zasićenja u T3 – Revidirana skala pridružene stigme sa 16 čestica ($N = 219$)

Čestica	1F- λ	OF- λ	KOG- λ	AFE- λ	PON- λ	IECV
ass3	.85	.82	.48			.75
ass6	.87	.85	.31			.88
ass9	.85	.82	.36			.84
ass15	.88	.89	.02			1.0
ass18	.88	.89	-.03			1.0
ass21	.85	.82	.42			.79
ass1	.81	.80		.11		.98
ass4	.77	.74		.43		.74
ass7	.82	.84		-.04		1.0
ass10	.84	.81		.37		.82
ass13	.75	.72		.48		.69
ass19	.80	.77		.37		.82
ass2	.88	.88			.22	.94
ass5	.75	.75			.20	.93
ass11	.85	.85			.07	.99
ass14	.90	.89			.44	.81

Napomena. 1F- λ = zasićenja u jednofaktorskom modelu, OF- λ = zasićenja općim faktorom u bifaktorskom modelu, KOG- λ = zasićenja kognitivnim specifičnim faktorom, AFE- λ = zasićenja afektivnim specifičnim faktorom, PON- λ = zasićenja ponašajnim specifičnim faktorom, IECV = proporcija varijance u odgovorima na čestici objašnjena općim faktorom.

Skala CDS-II (McAuley i sur., 1992)

U Tablici 13 prikazani su deskriptivni podaci za devet čestica skale CDS-II. Rezultati Kolmogorov-Smirnov testa pokazali su značajno odstupanje distribucije od normalne na svim česticama, no vrijednosti indeksa simetričnosti i spljoštenosti ukazuju na manja odstupanja (sve vrijednosti su unutar raspona ± 2). Mardia test multivarijatne normalnosti pokazao je značajno odstupanje od multivarijatne normalne distribucije, zbog čega je za procjenu parametara odabrana metoda MLR. U Tablici 14 prikazani su Pearsonovi koeficijenti korelacije između svih čestica skale. Korelacije unutar iste supskale kreću se od .24 do .41 za supskalu lokusa, .62 do .66 za supskalu osobne kontrole te .53 do .71 za supskalu stabilnosti. Korelacije između čestica s različitih supskala većinom su neznačajne ili niske, no mogu se uočiti i neke umjerene korelacije između čestica sa supskale lokusa i supskale osobne kontrole te supskale osobne kontrole i stabilnosti.

Tablica 13. Deskriptivni podaci za čestice skale CDS-II ($N = 308$)

Čestica	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Mdn</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	simetričnost	spljoštenost
cds1	3.0	2.41	2.0	1	9	1.06	0.08
cds2	4.4	3.07	5.0	1	9	0.24	-1.45
cds3	4.2	2.93	4.0	1	9	0.48	-1.14
cds4	5.1	2.97	5.0	1	9	-0.09	-1.43
cds5	3.4	2.61	3.0	1	9	0.75	-0.59
cds6	3.9	2.78	3.0	1	9	0.56	-0.92
cds7	4.8	2.71	5.0	1	9	0.10	-1.05
cds8	4.0	2.88	4.0	1	9	0.44	-1.19
cds9	4.0	2.91	4.0	1	9	0.53	-1.06

Napomena. Supskala lokusa: čestice cds1, cds5 i cds7, supskala osobne kontrole: čestice cds2, cds4 i cds8, supskala stabilnosti: cds3, cds6 i cds9; *Mdn* = medijan.

Kako bi se provjerila faktorska struktura skale CDS-II testirana su dva ugniježđena modela: konfirmatornom faktorskom analizom provjeren je pretpostavljeni model s tri međusobno povezana faktora u kojem je svaka čestica zasićena samo jednim faktorom te ESEM model u kojem su dozvoljena višestruka faktorska zasićenja čestica. U tablici 15 prikazani su pokazatelji pristajanja testiranih modela. Oba su modela pokazala dobro pristajanje. Iako razlika u pristajanju modela ukazuje da ESEM model ima nešto bolje pristajanje, sva križna zasićenja kretala su se unutar raspona od ± 1.5 te je odlučeno da se prihvati parsimoničniji model u kojem su križna zasićenja fiksirana na nulu.

Tablica 14. Korelacije između čestica skale CDS-II ($N = 308$)

Čestica	5.	7.	2.	4.	8.	3.	6.	9.
cds1	.41***	.24***	.10	.17**	.15**	.16**	.02	.07
cds5	-	.41***	.18**	.28***	.31***	< .01	.02	-.05
cds7		-	.04	.14*	.21***	< .01	< .01	-.02
cds2			-	.62***	.65***	-.36***	-.20**	-.39***
cds4				-	.66***	-.36***	-.18**	-.39***
cds8					-	-.36***	-.19**	-.42***
cds3						-	.53***	.71***
cds6							-	.59***
cds9								-

Napomena. Čestice su grupirane prema supskalama: lokus = cds1-cds7, osobna kontrola = cds2-cds8, stabilnost = cds3-cds9; *** $p < .001$ ** $p < .01$, * $p < .05$.

Tablica 15. Pokazatelji pristajanja konfirmatornih i ESEM modela u tri vremenske točke ($N_1 = 308$, $N_2 = 277$, $N_3 = 218$)

	T1		T2		T3	
	CFA	ESEM	CFA	ESEM	CFA	ESEM
$\chi^2(df), p$	33.24 (24), $p = .099$	12.69 (12), $p = .392$	42.16 (24), $p = .012$	21.71 (12), $p = .041$	30.90 (24), $p = .157$	6.99 (12), $p = .858$
χ^2/df	1.4	1.1	1.8	1.8	1.3	0.6
CFI	.986	.999	.961	.979	.983	1.0
TLI	.979	.997	.941	.937	.975	1.0
RMSEA	.035	.014	.052	.054	.036	.00
[90 % CI]	[.00, .062]	[.00, .061]	[.024, .078]	[.011, .090]	[.00, .070]	[.00, .038]
SRMR	.040	.016	.055	.023	.042	.013
$\Delta\chi^2$	^a 20.65 (12), $p = .056$		^b 20.53 (12), $p = .058$		^c 22.30 (12), $p = .034$	
ΔCFI	-.013		-.018		-.017	
ΔTLI	-.018		.004		-.025	
$\Delta RMSEA$	.019		-.002		.036	
$\Delta SRMR$	.024		.032		.029	

Napomena. CFA = trofaktorski konfirmatorni; ESEM = trofaktorski ESEM model; T1, T2, T3 = prva, druga i treća točka mjerenja; ^{abc} Razlika u pristajanju konfirmatornog modela u odnosu na ESEM.

U Tablici 16 prikazana su standardizirana faktorska zasićenja i korelacije između tri faktora dobiveni provedbom konfirmatorne faktorske analize. Sve čestice pokazale su značajna zasićenja svojim faktorom. Faktorska zasićenja na dimenziji lokusa nešto su niža u

odnosu na druge dvije dimenzije ($\lambda = .49$ do $\lambda = .83$). Dobivena je umjerena pozitivna korelacija između lokusa i osobne kontrole te negativna između stabilnosti i osobne kontrole. Rezultati potvrđuju tri nezavisne, iako povezane dimenzije atribucija. Podaci iz T2 i T3 potvrđuju trofaktorsku strukturu ustanovljenu na podacima iz T1 (vidi Tablicu 17). Iako su ESEM modeli uglavnom pokazali bolje pristajanje, rezultati nisu pokazali salijentna višestruka zasićenja čestica. Za razliku od rezultata iz T1, na podacima iz T2 i T3 dobivena je nešto niža povezanost između kontrole i stabilnosti te značajna pozitivna korelacija između dimenzija lokusa i stabilnosti u T3. Kao pokazatelji pouzdanosti pojedinih supskala izračunati su Cronbachov α i McDonaldov ω koeficijenti koji za supskalu lokusa iznose $\alpha = .63$, $\omega = .64$ u T1, $\alpha = .63$, $\omega = .63$ u T2 te $\alpha = .62$, $\omega = .64$ u T3, za supskalu osobne kontrole $\alpha = .84$, $\omega = .85$ u T1, $\alpha = .83$, $\omega = .83$ u T2 te $\alpha = .82$, $\omega = .82$ u T3, a za supskalu stabilnosti $\alpha = .83$, $\omega = .83$ u T1, $\alpha = .76$, $\omega = .76$ u T2 te $\alpha = .77$, $\omega = .78$ u T3. Dakle, dvije su supskale pokazale relativno dobru pouzdanost, dok je pouzdanost supskale lokus niža, no u skladu s ranijim podacima (vidi McAuley i sur., 1992).

Tablica 16. Standardizirana faktorska zasićenja i korelacije između tri faktora dobiveni u tri točke mjerenja ($N_1 = 308$, $N_2 = 277$, $N_3 = 218$)

	T1			T2			T3		
	Lokus	Kontrola	Stabilnost	Lokus	Kontrola	Stabilnost	Lokus	Kontrola	Stabilnost
cds1	.49			.57			.65		
cds5	.83			.72			.71		
cds7	.49			.51			.46		
cds2		.77			.76			.86	
cds4		.80			.80			.76	
cds8		.85			.81			.71	
cds3			.79			.78			.66
cds6			.65			.59			.68
cds9			.90			.78			.85
Lokus	-	.39***	-.02	-	.38***	.21	-	.28**	.38***
Kontrola		-	-.53***		-	-.34***		-	-.35***

Napomena. ** $p < .01$ *** $p < .001$.

Skala DASS-21

U Tablici 18 prikazani su deskriptivni podaci za 21 česticu skale DASS-21. Rezultati Kolmogorov-Smirnov testa pokazali su značajno odstupanje distribucije od normalne na svim česticama, a Mardia test multivarijatne normalnosti pokazao je značajno odstupanje od multivarijatne normalne distribucije. Uvidom u indekse simetričnosti i spljoštenosti na nekim se česticama mogu uočiti značajnija odstupanja (simetričnost > 2, spljoštenost > 7). Sve distribucije su pozitivno asimetrične, odnosno rezultati su grupirani oko niskih vrijednosti.

Tablica 18. Deskriptivni podaci za čestice skale DASS-21 ($N = 320$)

Čestica	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Mdn</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	simetričnost	spljoštenost
das1	0.6	0.76	0	0	3	1.18	1.15
das2	0.3	0.58	0	0	3	2.51	6.23
das3	0.3	0.59	0	0	3	1.70	2.54
das4	0.2	0.50	0	0	3	2.74	7.35
das5	0.6	0.70	0	0	3	1.27	1.60
das6	0.7	0.80	1	0	3	1.00	0.64
das7	0.2	0.45	0	0	3	3.38	11.84
das8	0.6	0.69	1	0	3	0.88	0.44
das9	0.3	0.61	0	0	3	2.09	4.53
das10	0.3	0.62	0	0	3	2.01	4.12
das11	0.7	0.67	1	0	3	0.66	0.20
das12	0.7	0.72	1	0	3	0.87	0.66
das13	0.6	0.67	1	0	3	0.86	0.60
das14	0.5	0.70	0	0	3	1.12	0.60
das15	0.3	0.56	0	0	3	2.12	3.98
das16	0.3	0.57	0	0	3	2.18	4.56
das17	0.3	0.56	0	0	3	2.46	6.47
das18	0.8	0.72	1	0	3	0.81	0.70
das19	0.3	0.57	0	0	3	2.06	4.11
das20	0.3	0.56	0	0	3	2.09	4.35
das21	0.2	0.45	0	0	3	3.44	13.33

Napomena. *Mdn* = medijan.

U Tablici 19 prikazane su polihorične korelacije između čestica. Većina se kreće između .33 i .79, izuzev korelacija između triju čestica sa supskale stresa (das8, das11 i das12) koje prelaze vrijednost .80. Pregledom tablice također se može uočiti da su korelacije između čestica unutar jedne dimenzije relativno slične visine kao korelacije između čestica s različitih dimenzija, što ukazuje da vjerojatno postoji opći faktor kojim su zasićene sve čestice. S obzirom da determinanta matrice korelacija nije manja od $D = .00001$, što bi ukazivalo na multikolinearnost (Field, 2005), sve daljnje analize provedene su na svim česticama.

Tablica 19. Korelacije između čestica skale DASS-21 ($N = 320$)

Čestica	6	8	11	12	14	18	2	4	7	9	15	19	20	3	5	10	13	16	17	21
das1	.68	.71	.71	.66	.40	.61	.56	.58	.57	.63	.74	.55	.57	.62	.44	.58	.60	.44	.55	.57
das6	-	.77	.78	.77	.56	.72	.42	.55	.65	.60	.67	.50	.63	.65	.62	.63	.65	.56	.63	.62
das8		-	.84	.78	.46	.79	.51	.56	.70	.59	.74	.67	.63	.64	.56	.66	.75	.52	.65	.67
das11			-	.82	.52	.77	.42	.56	.67	.70	.71	.63	.60	.67	.65	.69	.72	.53	.63	.64
das12				-	.55	.75	.49	.55	.61	.68	.71	.56	.68	.72	.64	.67	.79	.63	.64	.61
das14					-	.49	.33	.49	.45	.41	.59	.36	.44	.51	.64	.46	.51	.50	.46	.44
das18						-	.52	.60	.62	.67	.74	.55	.66	.65	.58	.66	.78	.64	.72	.64
das2							-	.68	.59	.48	.62	.49	.52	.50	.44	.42	.45	.43	.46	.34
das4								-	.59	.53	.68	.61	.61	.50	.61	.41	.51	.50	.46	.48
das7									-	.63	.68	.70	.60	.49	.54	.53	.57	.52	.57	.50
das9										-	.73	.53	.71	.56	.58	.56	.62	.40	.65	.48
das15											-	.58	.71	.65	.63	.66	.76	.67	.68	.63
das19												-	.67	.41	.40	.40	.55	.41	.53	.46
das20													-	.54	.49	.50	.60	.57	.62	.64
das3														-	.60	.79	.71	.72	.61	.64
das5															-	.64	.59	.55	.57	.44
das10																-	.75	.77	.75	.77
das13																	-	.68	.70	.67
das16																		-	.70	.67
das17																			-	.74
das21																				-

Napomena. Čestice su grupirane prema supskalama: stres = das1-das18, anksioznost = das2-das20, depresivnost = das3-das21;

Sve su korelacije značajne uz $p < .001$. Podebljanim fontom označene su korelacije $\geq .80$.

Kako bi se provjerila faktorska struktura skale DASS-21 testirano je nekoliko ugniježđenih modela: jednofaktorski, trofaktorski, hijerarhijski, bifaktorski te ESEM modeli. Pokazatelji pristajanja testiranih modela prikazani su u Tablici 20. Svi su modeli pokazali dobro pristajanje. Iako je jednofaktorski model pokazao nešto slabije pristajanje u odnosu na trofaktorski ($\Delta\chi^2(3) = 41.36$, $p < .001$; $\Delta CFI = -.013$; $\Delta TLI = -.014$; $\Delta RMSEA = .014$; $\Delta SRMR = .011$), razlika je vrlo mala. Također, korelacije između tri predložena faktora pokazale su se vrlo visokima: od .83 između depresivnosti i anksioznosti do .91 između stresa i preostale dvije dimenzije. Trofaktorski konfirmatorni model pokazao je podjednako dobro pristajanje kao ESEM model prema većini pokazatelja ($\Delta\chi^2(36) = 68.39$, $p = .001$; $\Delta CFI = -.005$; $\Delta TLI = -.003$; $\Delta RMSEA = .004$; $\Delta SRMR = .012$), no uvidom u faktorska zasićenja mogu se uočiti višestruka salijentna križna zasićenja.

Tablica 20. Pokazatelji pristajanja testiranih modela u T1 ($N = 320$)

	1F-CFA	3F-CFA / H-CFA	3F-ESEM	B-CFA	B-ESEM
$\chi^2(df), p$	347.13 (189), $p < .001$	266.71 (186), $p < .001$	202.03 (150), $p = .003$	215.03 (168), $p = .010$	158.67 (132), $p = .057$
χ^2/df	1.8	1.4	1.3	1.3	1.2
CFI	.974	.987	.992	.992	.996
TLI	.971	.985	.988	.991	.993
RMSEA	.051	.037	.033	.029	.025
[90 % CI]	[.043, .060]	[.026, .046]	[.020, .044]	[.015, .040]	[.00, .038]
SRMR	.057	.046	.034	.039	.027

Napomena. 1F-CFA = jednofaktorski konfirmatorni; 3F-CFA = trofaktorski konfirmatorni; B-CFA = bifaktorski konfirmatorni; 3F-ESEM = trofaktorski ESEM model; B-ESEM = bifaktorski ESEM model.

S obzirom na sve navedeno, smisleno je testirati i bifaktorski model kako bi se provjerilo može li se skala rabiti kao jednodimenzionalna. Model je pokazao izvrsno pristajanje (vidi Tablicu 20) te konfirmatorni model nije pokazao značajan pad u pristajanju u odnosu na bifaktorski ESEM model ($\Delta\chi^2(36) = 59.54$, $p = .011$; $\Delta CFI = -.004$; $\Delta TLI = -.002$; $\Delta RMSEA = .004$; $\Delta SRMR = .012$).

Na temelju bifaktorskog konfirmatornog modela izračunati su statistički pokazatelji pouzdanosti i snage općeg i specifičnih faktora. Za opći faktor proporcija objašnjene zajedničke varijance iznosi $ECV = .85$, hijerarhijski omega koeficijent pouzdanosti $\omega_h = .93$, a indeks replikabilnosti konstrukta $H = .97$. Za specifične faktore proporcija objašnjene zajedničke varijance u ciljnim česticama, koja se može pripisati tom specifičnom faktoru

povrh općeg faktora, kreće se između .06 i .21, hijerarhijski omega koeficijenti između .01 i .17, a indeks replikabilnosti konstrukta između .24 i .57. Postotak nekontaminiranih korelacija iznosi $PUC = .70$, a prosječna relativna pristranost parametara $ARPB = .03$. U Tablici 21 prikazana su standardizirana faktorska zasićenja dobivena procjenom jednofaktorskog i bifaktorskog modela u prvoj točki mjerenja.

Tablica 21. Standardizirana faktorska zasićenja dobivena procjenom jednofaktorskog i bifaktorskog modela na podacima iz T1 ($N = 320$)

Čestica	1F- λ	OF- λ	STRES- λ	ANX- λ	DEP- λ	IECV
das1	.76	.77	.10			.98
das6	.82	.84	.09			.99
das8	.86	.87	.36			.85
das11	.87	.88	.22			.94
das12	.87	.88	.07			.99
das14	.61	.64	-.29			.83
das18	.86	.87	.09			.99
das2	.62	.57		.47		.60
das4	.71	.67		.47		.67
das7	.76	.73		.35		.81
das9	.76	.75		.16		.96
das15	.88	.87		.19		.96
das19	.68	.64		.41		.71
das20	.77	.75		.28		.87
das3	.79	.76			.34	.83
das5	.72	.72			.09	.99
das10	.80	.74			.59	.61
das13	.84	.83			.23	.93
das16	.74	.68			.49	.66
das17	.80	.77			.32	.85
das21	.75	.72			.39	.77

Napomena: 1F = jednofaktorski model; OF = opći faktor; STRES = specifični faktor stres; ANX = specifični faktor anksioznost; DEP = specifični faktor depresivnost.

Dakle, iako je jednofaktorski model pokazao značajan pad u pristajanju u odnosu na bifaktorski model ($\Delta\chi^2(21) = 119.22$, $p < .001$; $\Delta CFI = -.018$; $\Delta TLI = -.020$; $\Delta RMSEA = .022$; $\Delta SRMR = .018$) te lošije pristajanje u odnosu na druge testirane modele, ovi rezultati ukazuju da se skala može rabiti kao jednodimenzionalna. Na razini čestica pokazalo se da je

većina čestica skoro u potpunosti zasićena samo općim faktorom. Standardne pogreške za zasićenja općim faktorom kreću se između .02 i .06, dok su za zasićenja specifičnim faktorima nešto više ($SE = .06$ do $.08$ za faktor depresivnosti, $SE = .07$ do $.10$ za faktor anksioznosti i $SE = .08$ do $.17$ za faktor stresa). Također, za česticu das14 sa supskale stresa dobiveno je negativno zasićenje specifičnim faktorom stresa ($\lambda = -.29$, $SE = .17$, $p = .091$).

Bifaktorski model testiran na podacima iz T2 i T3 potvrđuje zaključke iz T1. Pokazatelji snage i pouzdanosti općeg i specifičnih faktora ukazuju na snažan i pouzdan opći faktor (u T2: $ECV = .85$, $\omega_h = .94$, $H = .97$; u T3: $ECV = .84$, $\omega_h = .93$, $H = .98$) te da se skala može rabiti kao jednodimenzionalna (u T2: $PUC = .70$, $ARPB = .04$; u T3: $PUC = .70$, $ARPB = .03$). S obzirom da navedeni rezultati ukazuju na jednodimenzionalnost, a jednofaktorski je model pokazao relativno dobro pristajanje u sve tri točke mjerenja, odlučeno je da se prihvati jednofaktorsko rješenje. U Tablici 22 prikazani su pokazatelji pristajanja jednofaktorskog modela u tri točke mjerenja, a u Tablici 23 standardizirana faktorska zasićenja dobivena procjenom jednofaktorskog modela. Faktorska zasićenja dobivena kroz tri točke mjerenja kreću se između .61 i .92 ($SE = .02$ do $.06$). Ordinalni Cronbachov alfa koeficijent za cijelu skalu iznosi $\alpha = .97$ u sve tri točke.

Tablica 22. Pokazatelji pristajanja jednofaktorskog modela u tri vremenske točke ($N_1 = 320$, $N_2 = 275$, $N_3 = 216$)

	T1	T2	T3
$\chi^2(df), p$	347.13 (189), $p < .001$	396.21 (189), $p < .001$	364.09 (189), $p < .001$
χ^2/df	1.8	2.1	1.9
CFI	.974	.967	.975
TLI	.971	.963	.973
RMSEA	.051	.063	.065
[90 % CI]	[.043, .060]	[.054, .072]	[.055, .076]
SRMR	.057	.061	.060

Tablica 23. Standardizirana faktorska zasićenja dobivena procjenom jednofaktorskog modela u tri vremenske točke ($N_1 = 320$, $N_2 = 275$, $N_3 = 216$)

Čestica	T1	T2	T3
das3	.79	.75	.76
das5	.72	.76	.83
das10	.80	.80	.88
das13	.84	.91	.87
das16	.74	.82	.88
das17	.80	.81	.71
das21	.75	.80	.83
das2	.62	.64	.71
das4	.71	.70	.78
das7	.76	.70	.74
das9	.76	.74	.78
das15	.88	.83	.85
das19	.68	.77	.68
das20	.77	.79	.82
das1	.76	.76	.86
das6	.82	.81	.72
das8	.86	.83	.85
das11	.87	.88	.89
das12	.87	.86	.83
das14	.61	.72	.83
das18	.86	.84	.79

Napomena. Čestice su grupirane prema sadržajnim facetama: depresivnost = das3-das21, anksioznost = das2-das20, stres = das1-das18.

PRILOG 3.

Standardizirana faktorska zasićenja dobivena procjenom jednofaktorskog modela za konačnu inačicu Revidirane skale pridružene stigme u tri vremenske točke ($N_1 = 327$; $N_2 = 279$; $N_3 = 219$)

Čestica	T1	T2	T3
ass6	.89	.87	.86
ass15	.84	.91	.89
ass18	.92	.94	.89
ass21	.81	.83	.82
ass1	.81	.83	.80
ass4	.76	.89	.76
ass7	.86	.87	.83
ass10	.75	.76	.81
ass2	.80	.86	.90
ass5	.79	.84	.78
ass11	.76	.81	.84
ass14	.91	.92	.92

Napomena. Čestice su grupirane prema sadržajnim facetama: kognitivna = ass6-ass21, afektivna = ass1-ass10, ponašajna = ass2-ass14.

PRILOG 4.

Konačne inačice Revidirane skale obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca i Revidirane skale pridružene stigme (nova čestica označena je podebljanim fontom)

Revidirana skala obezvrjeđivanja članova obitelji stigmatiziranih pojedinaca

1. Većina ljudi u mojoj zajednici radije ne bi bili prijatelji s roditeljima koji imaju dijete s jezičnim poremećajem. (F1)
2. Većina ljudi vjeruje da su roditelji djece s jezičnim poremećajem odgovorni i brižni kao i drugi roditelji. (R) (F2)
3. Većina ljudi gleda s visoka na roditelje koji imaju dijete s jezičnim poremećajem. (F1)
4. Većina ljudi ne bi često posjećivala prijatelje čije je dijete zbog jezičnog poremećaja uključeno u predškolski ili školski program u posebnoj ustanovi. (F1)
5. Većina ljudi se prema roditeljima koji imaju dijete s jezičnim poremećajem odnosi na isti način kao i prema drugim roditeljima. (R) (F2)
6. Većina ljudi ne krivi roditelje za jezične poremećaje njihove djece. (R) (F2)
7. Većina ljudi radije ne bi posjećivala roditelje koji imaju dijete s jezičnim poremećajem. (F1)
8. **Većina ljudi u našem društvu smatra da su roditelji djece s jezičnim poremećajem jednako sposobni kao bilo koji drugi roditelj.** (R) (F2)

Revidirana skala pridružene stigme

1. Osjećam se manje vrijedno zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (A)
2. Izbjegavam pred drugima komunicirati sa svojim djetetom koje ima jezični poremećaj. (P)
3. Osjećam se uznemireno zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (A)
4. Ne usuđujem se reći drugima da imam dijete s jezičnim poremećajem. (P)
5. Moj ugled je narušen zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (K)
6. Sramim se zbog ponašanja svoga djeteta s jezičnim poremećajem. (A)
7. Osjećam se bespomoćno zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (A)
8. S obzirom da imam dijete s jezičnim poremećajem, smanjio/la sam kontakte sa svojim prijateljima i rođacima. (P)
9. Kada sam sa svojim djetetom koje ima jezični poremećaj, nastojim biti neprimjetan/a u društvu. (P)
10. Mislim da sam nekompetentan/a u usporedbi s drugim ljudima zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (K)
11. Mislim da sam manje vrijedan/a od drugih ljudi zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (K)
12. Drugi ljudi će me manje poštovati zato što imam dijete s jezičnim poremećajem. (K)

Napomena. F1 = faktor percipirane neizravne stigme; F2 = faktor percipirane izravne stigme; K = kognitivna faceta; A = afektivna faceta; P = ponašajna faceta; R = čestica se bodeže obrnuto.

ŽIVOTOPIS

Matea Kramarić rođena je 1988. godine u Zagrebu. Akademski naziv magistre psihologije stekla je 2012. godine na Filozofskom fakultetu Sveučilišta u Zagrebu obranom rada pod naslovom „Utjecaj atribuiranja na pomagačko ponašanje među studentima različitih studijskih usmjerenja“ (mentorica: prof. dr. sc. Željka Kamenov).

Radno iskustvo stjecala je u području sustava socijalne skrbi, istraživanja tržišta i javnog mnijenja te znanosti i visokoškolskog obrazovanja. Bila je vanjska suradnica Odsjeka za psihologiju Filozofskog fakulteta u Zagrebu od 2014. do 2018. godine. Poslijediplomski doktorski studij psihologije upisuje 2017. godine, a 2018. se zapošljava kao asistentica na Edukacijsko-rehabilitacijskom fakultetu Sveučilišta u Zagrebu, najprije na Odsjeku za kriminologiju, a 2019. prelazi na Odsjek za logopediju. Bila je angažirana kao asistentica na projektu Hrvatske zaklade za znanost „Višerazinski pristup govornom diskursu u jezičnom razvoju“ (HRZZ-UIP-2017-05-6603). Suradivala je i na međunarodnom znanstvenom projektu „*NexusLinguarum, European network for Web-centred linguistic data science*“ (CA18209). Njeni istraživački interesi usmjereni su na područje socijalne kognicije (atribucijski procesi, stavovi, (samo)stigmatizacija), kreativnosti (odnos ličnosti i kreativnosti, kreativna samouvjerenja) te jezično usvajanje, razvoj pripovjednih sposobnosti i psihičke posljedice jezičnih poremećaja. U suautorstvu je objavila devet znanstvenih radova te s 20 priopćenja sudjelovala na međunarodnim i domaćim znanstvenim konferencijama (<https://www.bib.irb.hr/pregled/profil/35274>).

Sudjelovala je u izvođenju nastave na nekoliko kolegija na Edukacijsko-rehabilitacijskom fakultetu: Penološka psihologija I, Penološka psihologija II (studij Socijalna pedagogija), Uvod u znanstveni rad (studiji Socijalna pedagogija i Edukacijska rehabilitacija) te Znanstveno-istraživačke metode u logopediji, Primjena statističkih metoda u logopediji i Računalna obrada dječjeg jezika (studij Logopedija). Također, tijekom akademske godine 2015./2016. te 2016./2017. sudjelovala je u izvođenju dijela nastave na Katedri za metodologiju istraživanja u socijalnom radu i socijalnoj politici na Pravnom fakultetu u Zagrebu (studij Socijalni rad). Usavršavala se na oko 30 domaćih i međunarodnih edukacija, radionica i seminara, najviše u području metodologije i složenih statističkih analiza. Od 2020. godine angažirana je kao suradnica za promidžbu i vidljivost časopisa Hrvatska revija za rehabilitacijska istraživanja (izdavač: Edukacijsko-rehabilitacijski fakultet Sveučilišta u Zagrebu). Članica je Hrvatske psihološke komore te *Society for Personality and Social Psychology*.

Popis objavljenih radova

- 1) Hržica, G., Košutar, S. i **Kramarić, M.** (2019). Rječnička raznolikost pisanih tekstova osoba s razvojnim jezičnim poremećajem. *Hrvatska revija za rehabilitacijska istraživanja* 55(2), 14–30. <https://hrcak.srce.hr/232888>
- 2) Pavlič, M., **Kramarić, M.** i Butković, A. (2021). Self- and other-reported creativity and its association with personality in a cappella singers. *Psychology of Aesthetics, Creativity, and the Arts*. Advance online publication. <https://doi.apa.org/doiLanding?doi=10.1037%2Faca0000406>
- 3) Bedeković, M., Hržica, G. i **Kramarić, M.** (2021). Analiza sintaktičke složenosti dječjeg pripovjednog diskursa. *Fluminensia*, 33(2), 521–547. <https://hrcak.srce.hr/clanak/390572>
- 4) Košutar, S., **Kramarić, M.** i Hržica, G. (2022). The relationship between narrative microstructure and macrostructure: Differences between six- and eight-year-olds. *Psychology of Language and Communication*, 26(1), 126–153. <https://doi.org/10.2478/plc-2022-0007>
- 5) Košutar, S., **Kramarić, M.** i Hržica, G. (2022). Age-related differences in the expression of causal relationships during narrative production of Croatian children. *Rasprave Instituta za hrvatski jezik i jezikoslovlje*, 48(1), 327–347. <https://doi.org/10.31724/rihjj.48.1.15>
- 6) Hržica, G., Liebeskind, C., Štrkalj Despot, K., Dontcheva-Navratilova, O., Kamandulytė-Merfeldienė, L., Košutar, S., **Kramarić, M.**, i Valūnaitė-Oleškevičienė, G. (2022). Morphological complexity of children narratives in eight languages. U N. Calzolari, F. Béchet, P. Blache, K. Choukri, C. Cieri, T. Declerck, S. Goggi, H. Isahara, B. Maegaard, J. Mariani, M. Hélène, J. Odijk, S. Piperidis (Ur.), *Proceedings of the 13th Conference on Language Resources and Evaluation* (str. 4729–4738). European Language Resources Association (ELRA). <https://repository.mruni.eu/handle/007/18475>
- 7) Košutar, S., Karl, D., **Kramarić, M.** i Hržica, G. (2022). Automatic text analysis in language assessment: developing a MultiDis web application. U D. Fišer, i T. Erjavec (Ur.), *Proceedings of the Conference on Language Technologies and Digital Humanities* (str. 93–99). Institute of Contemporary History. https://nl.ijs.si/jtdh22/pdf/JTDH2022_Proceedings.pdf

- 8) Pavlič, M., **Kramarić, M.** i Butković, A. (2023). The relationship between personality and creative self-beliefs at different levels of personality hierarchy. *Psihologijske teme*, 32(1), 125–141. <https://doi.org/10.31820/pt.32.1.7>
- 9) **Kramarić, M.** i Kamenov, Ž. (2023). Attributions of controllability and helping intentions among students: Moderating effects of certain characteristics of the helper. *Psihologijske teme*, 32(2), 345–366. <https://doi.org/10.31820/pt.32.2.6>