

پیش‌بینی قیّم‌مآبی بر اساس مؤلفه‌های همدلی و سرایت رفتاری

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۴۰۱/۴/۳

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۰/۱۲/۲۲

حسین سامانی^۱

سروش گلبابائی^۲

خاطره برهانی^{۳*}

مقاله پژوهشی

چکیده

مقدمه: قیّم‌مآبی در روابط بین‌فردی و زندگی اجتماعی پدیده‌ای رایج است، اما مطالعات بسیار کمی تاکنون رابطه‌ی آن را با دیگر سازه‌های روانشناختی بررسی کرده‌اند و مشخصاً ارتباط آن در روابط بین‌فردی با مؤلفه‌های همدلی روشن نیست. هدف از پژوهش حاضر نخست طراحی و ساخت ابزاری جهت سنجش قیّم‌مآبی در زندگی روزمره و سپس بررسی رابطه قیّم‌مآبی با مؤلفه‌های مختلف همدلی و سرایت رفتاری است.

روش: تحقیق حاضر به لحاظ روش، توصیفی از نوع همبستگی بوده و نمونه‌گیری به روش در دسترس صورت گرفته است. ساختار و بار عاملی پرسشنامه با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و روایی درونی با استفاده از آلفای کرونباخ مورد بررسی قرار گرفت. طی مطالعه‌ی دوم با استفاده از پرسشنامه‌ی قیّم‌مآبی ساخته شده در تحقیق اول، مقیاس واکنش‌پذیری بین‌فردی (گلبابائی و همکاران، ۲۰۲۲) و مقیاس همدلی (جردن و همکاران، ۲۰۱۶)، رابطه‌ی بین مؤلفه‌های مختلف همدلی و سرایت رفتاری با سازه‌ی قیّم‌مآبی از طریق همبستگی و مدل رگرسیونی مشخص شد. **یافته‌ها:** نمره‌ی قیّم‌مآبی با دغدغه همدلانه ($p < 0.05$) رابطه‌ی مثبت معنادار و با پریشانی شخصی رابطه‌ی منفی معنادار ($p < 0.05$) داشت. همچنین دو متغیر دغدغه همدلانه ($0.1 < p$) و پریشانی شخصی ($0.1 < p$) به عنوان پیش‌بین در مدل نهایی رگرسیونی به عنوان پیش‌بین نمره‌ی قیّم‌مآبی افراد باقی ماندند.

نتیجه‌گیری: رابطه‌ی معکوس میان دو مؤلفه‌ی همدلی (دغدغه همدلانه و پریشانی شخصی) با قیّم‌مآبی مؤید لزوم توجه به پیامدهای گاه متضاد سازه‌های زیرمجموعه‌ی همدلی است. مطالعات آینده می‌توانند با روش آزمایشی و بررسی دیگر سازه‌های روانشناختی، عوامل مؤثر بر قیّم‌مآبی را روشن کنند.

کلمات کلیدی: قیّم‌مآبی، همدلی، سرایت رفتاری، دغدغه همدلانه، پریشانی شخصی

۱. دانشجوی کارشناسی روانشناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران

۲. دانشجوی دکتری علوم شناختی، پژوهشکده علوم شناختی و مغز، دانشگاه شهید بهشتی، تهران

۳. استادیار پژوهشکده علوم شناختی و مغز، دانشگاه شهید بهشتی، تهران

*نویسنده مسئول: kh_borhani@sbu.ac.ir



Predicting Paternalism Based on Components of Empathy and Behavioral Contagion

Hossein Samani¹
Soroosh Golbabaei²
Khatereh Borhani^{3*}

Original Article

Abstract

Introduction: Paternalism is a ubiquitous phenomenon in interpersonal relations and social life; However, few studies have investigated its relationship with other psychological constructs and in particular, it is unclear how it relates to different components of empathy in the context of interpersonal relationships. The present study aims to develop and validate a measure that evaluates paternalism in everyday life and then to examine its relationship with components of empathy and behavioral contagion.

Method: The present study follows a correlational design and participants were selected based on convenience sampling. First, exploratory factor analysis was used to evaluate the structural validity and factor loadings of the paternalism questionnaire, and internal reliability was examined using Cronbach's alpha. Then, in a second study, Interpersonal Reactivity Index (Golbabaei et al., 2022), and Empathy Index (Jordan et al., 2016) were used to predict paternalism, using a multivariate regression.

Findings: Paternalism was positively correlated with empathic concern ($r = .184, p < .05$) and was negatively correlated with personal distress ($r = -.202, p < .01$). Moreover, in a linear regression model empathic concern ($\beta = .306, p < .01$) and personal distress ($\beta = -.318, p < .01$) predicted paternalism ($F(2, 139) = 9.538, p < .01$).

Conclusion: Our findings emphasize the importance of considering the contrary consequences that different components of empathy may have in some situations. By using experimental methods and including other constructs, future studies can shed light on different antecedents of paternalism in everyday life.

Keywords: Paternalism, Empathy, Behavioral contagion, Empathic concern, Personal distress

1. B.Sc. Student in Psychology, Shahid Beheshti University, Tehran

2. Ph.D. Candidate in Cognitive Science, Institute for Cognitive and Brain Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran

3. Assistant Professor, Institute for Cognitive and Brain Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran

* Corresponding Author: kh_borhani@sbu.ac.ir

مقدمه

انتخاب طبیعی از طرق مختلف میل به دیگر دوستی و همکاری را در زندگی انسان که اساسا حیاتی گروهی دارد، نهادینه کرده است (ریحانی^۱، ۲۰۲۱). با این حال دیگر دوستی همیشه صورتی همکاریانه یا موافق با میل دیگری ندارد. حیات اجتماعی با موقعیت‌هایی همراه است که طی آن افراد برخلاف خواسته‌ی دیگری تصمیمی می‌گیرند یا کاری را انجام می‌دهند، اما انگیزه‌ی آن نفع دیگری است (زکی^۲، ۲۰۲۰). از مهم‌ترین نمونه‌های چنین رویکردی می‌توان به رابطه‌ی مراقب و فرزند اشاره کرد که طی آن مراقب با خواسته‌ی فرزند مخالفت می‌کند یا مداخله‌ای را خلاف خواست کودک صورت می‌دهد، اما انگیزه‌ی آن خیر فرزند است (کروس^۳، ۲۰۱۸؛ کیسلینگ^۴ و همکاران، ۲۰۲۱). دولت‌ها نیز در بسیاری از موارد تصمیماتی را نظیر جریمه‌ی عدم استفاده از کمربند ایمنی یا اجباری کردن واکسیناسیون اتخاذ می‌کنند که اگرچه برخلاف خواسته‌ی بخشی از شهروندان است، اما انگیزه‌ی آن انتفاع شهروندان است (هانیکاینن^۵ و همکاران، ۲۰۱۷). این تصمیم‌ها اگرچه در ظاهر با یکدیگر تفاوت‌هایی دارند، اما همگی از الگویی کمابیش مشابه برخوردارند که "قیم‌مآبی"^۶ نامیده می‌شود. قیم‌مآبی به موقعیتی اشاره دارد که در آن یک عمل یا یک تصمیم علی‌رغم میل دیگری اما با انگیزه‌ی نفع رساندن به او صورت می‌پذیرد (زکی، ۲۰۲۰، دورکین^۷، ۲۰۲۰).

قیم‌مآبی در زمینه‌های گوناگونی از زندگی اجتماعی نظیر رفتارهای بین‌فردی (سای^۸، ۲۰۱۸؛ زکی، ۲۰۲۰)، رفتار اجتماع‌پسند (مارتین^۹ و همکاران، ۲۰۱۶؛ تو و لو^{۱۰}، ۲۰۲۰)، فرزندپروری (کروس، ۲۰۱۸؛ کیسلینگ و همکاران، ۲۰۲۱)، حوزه‌ی سلامت عمومی و کادر درمان (فرناندز بالستروس^{۱۱} و همکاران، ۲۰۱۹؛ میکرو^{۱۲} و همکاران، ۲۰۱۴)، اقتصاد (تیلر و سانستاین^{۱۳}، ۲۰۰۳) و آموزش (ان^{۱۴}، ۲۰۲۰؛ شوتن^{۱۵}، ۲۰۱۸) اثرگذار است. با این حال تا کنون تحقیقات معدودی به عوامل اثرگذار بر قیم‌مآبی پرداخته‌اند. به عنوان مثال اخیراً هافمیر و نوبر^{۱۶} (۲۰۱۹) نشان داده‌اند

1. Raihani
2. Zaki
3. Croce
4. Kiessling
5. Hannikainen
6. Paternalism
7. Dworkin
8. Tsai
9. Martin
10. Tu & Luo
11. Fernández-Ballesteros
12. Meeker
13. Thaler & Sunstein
14. An
15. Schouten
16. Hofmeier & Neuber

که شباهت میان دو فرد بر روی قیّم‌مآبی اثرگذار بوده و منجر به افزایش تصمیم‌گیری قیّم‌مآبانه می‌شود. همچنین نشان داده شده است که پیش‌قضاوت و نوع نگاه افراد به توانمندی یا عدم توانمندی دیگری بر میزان رفتار قیّم‌مآبانه تاثیر می‌گذارد (ریوز^۱ و همکاران، ۲۰۲۱). اما اثر بسیاری از سازه‌های روانشناختی بر رفتار قیّم‌مآبانه همچنان ناشناخته مانده است.

از جمله مواردی که می‌تواند در فرایند تصمیم‌گیری در موقعیت‌های قیّم‌مآبی دخیل باشد و تا کنون نیز مورد بررسی قرار نگرفته است همدلی^۲ است (زکی، ۲۰۲۰). همدلی سازه‌ای چندوجهی و شامل دو بعد همدلی عاطفی و همدلی شناختی است که از طریق آن‌ها فرد به هیجان‌ات دیگری واکنش نشان می‌دهد. همدلی شناختی به عنوان توانایی فرد در ادراک هیجان‌ات و دیدگاه دیگران، و همدلی عاطفی به عنوان توانایی افراد در حساس بودن به عواطف و هیجان‌ات دیگران، تجربه‌ی نیابتی از هیجان‌ات دیگران و واکنش عاطفی به آن‌هاست. همچنین همدلی عاطفی خود شامل دو جزء پریشانی شخصی به معنای احساس اضطراب و ناراحتی در مواجهه با تجربیات منفی دیگران و دغدغه همدلانه به معنای احساس گرمی و شفقت و انگیزه در راستای کمک به دیگری است (دیویس^۳، ۱۹۸۳؛ کیم و هان^۴، ۲۰۱۸). اگر چه مولفه‌های مختلف همدلی با یکدیگر ارتباط مثبت دارند (گلبابائی، ۲۰۲۲)، اما به نظر می‌رسد که اولاً تا اندازه‌ای از حیث عصب‌شناختی متمایزند و ثانیاً ممکن است در موقعیت‌های خاص پیامدهای رفتاری متفاوتی داشته باشند (فلدمن‌هال^۵ و همکاران، ۲۰۱۵؛ وایز و چیکارا^۶، ۲۰۲۰). این موضوع به خصوص در مورد تفاوت نحوه‌ی اثرگذاری دغدغه‌ی همدلانه و پریشانی شخصی مطرح است، چرا که برخی تحقیقات اخیر نشان داده‌اند که در شرایط خاص این دو مولفه‌ی همدلی معکوس یکدیگر عمل می‌کنند (اسرالاشوویلی^۷ و همکاران، ۲۰۲۰؛ کیم و هان^۸، ۲۰۱۸) و ممکن است چنین شرایطی در مورد قیّم‌مآبی نیز صادق باشد.

پیشتر نقش دغدغه‌ی همدلانه در ارتباط با نوع دوستی، داوطلب شدن و کمک مالی به دیگران (و نه قیّم‌مآبی) نشان داده شده است (سپاه منصور و مهدوی‌نجم‌آبادی، ۱۳۹۶؛ نظام و رضایی، ۱۳۹۷). همچنین دغدغه‌ی همدلانه با دروغ اجتماع‌پسند ارتباط داشته است (لوپولی^۹ و همکاران، ۲۰۱۷). اما در تحقیقات ذکر شده کمک به دیگری برای کاهش رنج و/یا افزایش لذت او در دل آن موقعیت بوده است. در حالی که در شرایط قیّم‌مآبانه، توجه به سعادت دیگری و دیگر دوستی در قالب مخالفت با تمایل فرد دیگر بروز می‌یابد (زکی، ۲۰۲۰). بنابراین اگرچه انتظار می‌رود که

1. Reeves
2. Empathy
3. Davis
4. Kim & Han
5. FeldmanHall
6. Weisz & Cikara
7. Israelashvili
8. Kim & Han
9. Lupoli

دغدغه‌ی همدلانه با قیّم‌مآبی ارتباط مثبتی داشته باشد، اما این موضوع تا کنون مورد بررسی قرار نگرفته و نیازمند بررسی است. در سوی دیگر استرس از طریق شبیه‌سازی درد دیگری منجر به افزایش پریشانی شخصی می‌شود (عباسی و حجتی، ۱۳۹۵) و در صورتی که پریشانی شخصی بیش از حد افزایش یابد ممکن است به جای تلاش برای کمک به دیگری منجر به ترک موقعیت و یا نادیده گرفتن آن در راستای کاهش درد خود شود (کرول و بارتز، ۲۰۲۱). در موقعیت‌های قیّم‌مآبانه اگر چه غایت فرد خوشبختی دیگری است، اما مخالفت با او یا عملی که مخالف میل اوست ممکن است هیجانی منفی و احساسی ناخوشایند (پریشانی شخصی) را در دیگری ایجاد کند (چیتام^۲ و همکاران، ۲۰۰۹؛ کریستی^۳ و همکاران، ۲۰۱۴). در نتیجه این احتمال وجود دارد که پریشانی شخصی نه تنها به رفتار دیگر دوستانه در قالب قیّم‌مآبی منجر نشود بلکه مانعی برای آن باشد. همچنین پریشانی شخصی متأثر از متغیرهای مختلفی است که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به سرایت هیجانی و رفتاری اشاره کرد. سرایت هیجانی و رفتاری به معنای گرایش به همزمانی و تقلید خودکار هیجان‌ات، حالات چهره‌ای و بدنی و اصوات دیگران است (جردن^۴ و همکاران، ۲۰۱۶). در موقعیت تصمیم‌گیری قیّم‌مآبانه همزمانی بیشتر با هیجان‌ات دیگری (سرایت هیجانی و رفتاری) می‌تواند منجر به افزایش پریشانی شخصی و احساس ناخوشایند شده و در نتیجه همسو با پریشانی شخصی مانعی برای تصمیم‌گیری قیّم‌مآبانه شود.

با توجه به موارد ذکر شده، هدف پژوهش حاضر طی تحقیق نخست ساخت ابزاری جهت سنجش تصمیم‌گیری قیّم‌مآبانه است و در تحقیق دوم بررسی رابطه مولفه‌های مختلف همدلی (به طور مشخص دغدغه‌ی همدلانه و پریشانی شخصی) و قیّم‌مآبی و همچنین نقش سرایت هیجانی و رفتاری در این فرایند موضوع مطالعه خواهد بود. فرضیه‌ی پژوهشگران آن است که تأثیر عاطفی حاصل از یک موقعیت تصمیم‌گیری قیّم‌مآبانه ممکن است از طریق سرایت هیجانی به بالا رفتن پریشانی شخصی بیانجامد و نهایتاً فرد را از تصمیمی که مخالف نظر دیگری است بازدارد. در نتیجه انتظار آن است که افراد با گرایش به پریشانی شخصی بیشتر و سرایت هیجانی بالاتر، در چنین موقعیت‌هایی کمتر تصمیم قیّم‌مآبانه بگیرند. از طرف دیگر انتظار می‌رود افراد با دغدغه همدلانه‌ی بیشتر در این موقعیت‌ها بیشتر دست به تصمیم قیّم‌مآبانه بزنند.

به منظور بررسی موارد ذکر شده، تحقیق حاضر در دو مرحله صورت گرفت. با توجه به نبود ابزاری مناسب جهت سنجش قیّم‌مآبی، در مرحله‌ی نخست مجموعه‌ای از سناریوهای مرتبط با تصمیم‌گیری قیّم‌مآبانه طراحی شده و روایی آن‌ها مورد بررسی قرار گرفت. سپس در مرحله‌ی دوم با استفاده از این ابزار، رابطه‌ی میان مولفه‌های همدلی و سرایت هیجانی با تصمیم‌گیری قیّم‌مآبانه مورد سنجش قرار گرفت.

1. Krol & Bartz
2. Cheetham
3. Cristea
4. Jordan

مطالعه اول

روش

آزمودنی‌ها و فرآیند

این بخش از تحقیق از نظر روش توصیفی و بر مبنای تحلیل عاملی اکتشافی است که جامعه پژوهش آن ایرانیان با تحصیلات فراتر از ابتدایی بود. در این پژوهش ۴۵۵ شرکت‌کننده (۳۰۷ خانم) شرکت داشته‌اند. نحوه دعوت به پژوهش با استفاده از ثبت آگهی در شبکه‌های اجتماعی بوده و بنابراین از روش نمونه‌گیری در دسترس استفاده شده است. لینک پرسشنامه آنلاین از طریق آگهی در اختیار شرکت‌کنندگان قرار داده شده و در ابتدای پرسشنامه، همگی شرکت‌کنندگان فرم رضایت را تایید کرده‌اند. بازه سنی شرکت‌کنندگان ۱۴ تا ۶۲ سال با میانگین ۲۵/۷۱ (انحراف معیار = ۸/۵۷) بوده که از این میان ۳۳۰ نفر مجرد، ۱۰۹ نفر متأهل، ۸ نفر طلاق گرفته، دو نفر با همسر فوت شده و ۶ نفر مایل به ارائه‌ی اطلاعات در این مورد نبوده‌اند. این تحقیق در کمیته اخلاق در پژوهش‌های زیستی دانشگاه شهید بهشتی تایید شده است.

ابزارها

سناریوهای قیمت‌مآبی

با توجه به آن که پیش از این مقیاس صریحی جهت سنجش قیمت‌مآبی ساخته نشده است، پژوهشگران در مطالعه‌ی حاضر، مقیاسی شامل ۱۵ سناریوی دربرگیرنده‌ی موقعیت قیمت‌مآبی را طراحی کرده‌اند. این سناریوها بر اساس مثال‌ها و تعاریف برگرفته از زکی (۲۰۲۰) از قیمت‌مآبی طراحی شده‌اند. همچنین این اصل در همه‌ی آن‌ها برقرار است که فرد تصمیم‌گیرنده در راستای هدفی مهم‌تر از هدفی که مد نظر دیگری است (به عنوان مثال سلامت در مقابل لذت کوتاه مدت) می‌تواند با درخواست او مخالفت کند. خواسته‌ی فرد دیگر در طولانی مدت به نفع خود او نیست ولی در کوتاه مدت موجب رضایت فرد هدف می‌شود و نتیجتاً مخالفت با آن در کوتاه مدت موجب نارضایتی او خواهد شد. در هر سناریو آزمودنی باید خود را به جای فرد تصمیم‌گیرنده تصور کند و با خواسته فرد هدف که درخواستی مغایر با منفعت خود او دارد موافقت یا مخالفت کند. چنین موقعیت‌هایی در زندگی روزمره نمونه‌های بسیاری دارند (برای نمونه میکرو و همکاران، ۲۰۱۴). همچنین در غالب این سناریوها اطلاعات کامل در دسترس دیگری نیست و در عین حال امکان اقناع فرد مقابل به خوبی وجود ندارد؛ در هر سناریو این مخالفت با درخواست دیگری در فرد مقابل واکنش هیجانی منفی یا احساس درد ایجاد می‌کند.

برای نمونه در یک سناریو از افراد پرسیده می‌شود: "قرار است با پسر خردسالم مسیری طولانی و پرپیچ و خم را تا بیرون از شهر طی کنیم. پسرم اصرار دارد که به جای صندلی کودک که در صندلی عقب ماشین است، بدون صندلی کودک و روی صندلی جلو بنشیند؛ به ویژه آن که

دیده‌است دوستانش در مهدکودک روی صندلی جلوی ماشین می‌نشینند. از آنجا که راه طولانی و پریچ و خم است و باید سریع رانندگی کنم، نشستن پسر روی صندلی جلو برای او خطرناک است و ممکن است آسیب جدی در پی داشته باشد. با این حال بهانه‌گیری پسر را می‌شناسم و می‌دانم که در تمام طول مسیر با صدای بلند گریه خواهد کرد و از من خواهد خواست که روی صندلی جلو بنشینم و بعد از پیاده شدن نیز همچنان بهانه‌گیر و ناراحت خواهد بود. تصمیم الف: به او اجازه نمی‌دهم روی صندلی جلو بنشینم، اگر چه تمام طی مسیر با گریه‌ی او همراه خواهد شد. تصمیم ب: به او اجازه می‌دهم روی صندلی جلو بنشینم، هر چند این کار برای او خطرآفرین باشد. در پاسخ آزمودنی باید مشخص کند که چه میزان احتمال دارد با درخواست فرد مقابل موافقت یا مخالفت کند. موافقت و مخالفت به ترتیب به عنوان تصمیم الف و تصمیم ب برای آزمودنی مشخص شده و او بر اساس طیف ۷ سطحی لیکرت (۱= "قطعاً تصمیم الف را عملی می‌کنم"، ۷= "قطعاً تصمیم ب را عملی می‌کنم") به این سوال پاسخ می‌داد.

سناریوها توسط نویسنده اول طراحی و سپس در جلسات مشترک با نویسنده سوم مورد بررسی قرار گرفت. در مرحله‌ی بعد این سناریوها در اختیار ۲۰ متخصص روانشناسی و علوم‌شناختی قرار داده شد تا از نظر رابطه با قیّم‌مآبی و روانی و قابل فهم بودن مورد سنجش قرار گیرند. بر اساس نظرات کسب شده، سناریوها تغییر یافته و مورد بازنگری قرار گرفته و در نهایت ۱۵ سناریو به تایید رسید.

تحلیل آماری

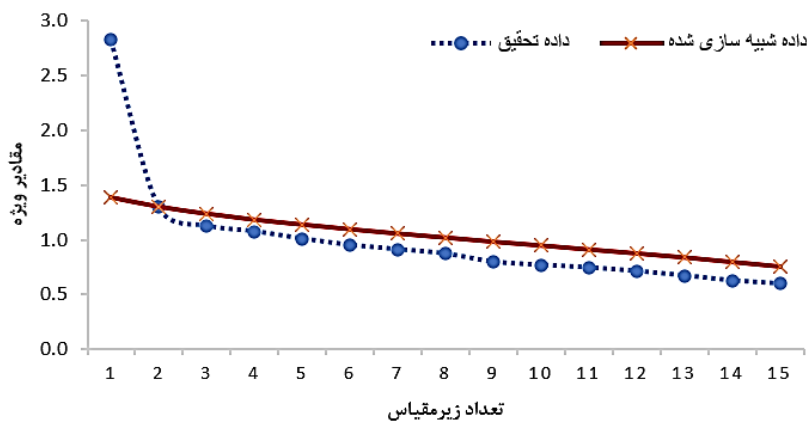
به منظور بررسی ساختار عاملی، نخست تعداد عامل‌ها با استفاده از تحلیل موازی^۱ مورد محاسبه قرار گرفت. بدین منظور از کدهای اوکونور^۲ (۲۰۰۰) استفاده شده است. سپس به منظور بررسی بارهای عاملی از تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از چرخش کوارتیمکس استفاده شد و سپس روایی درونی با استفاده از آلفای کرونباخ مورد بررسی قرار گرفت. تحلیل‌های ذکر شده با استفاده از SPSS 26 صورت گرفته است.

نتایج

همان طور که در شکل ۱ مشاهده می‌شود تحلیل موازی حاکی از وجود یک عامل برای سناریوهای قیّم‌مآبی است. این عامل ۱۸/۸۵ درصد از واریانس کل در داده‌ها را تبیین می‌کند. از میان ۱۵ سناریوی مطرح شده، دو سناریوی شماره‌ی شش و هشت دارای بار عاملی کمتر از ۰/۴

1. Parallel analysis
2. O'Connor

بوده و سایر موارد بار عاملی بالاتر از این سطح را نشان می‌دهند. همچنین پس از حذف این دو سناریو، درصد تبیین واریانس به $20/91$ افزایش می‌باید (جدول ۱).



شکل ۱. نمودار *Scree plot* و تحلیل موازی

جدول ۱. بار عاملی سناریوها در پرسشنامه‌ی قیمت مآبی در دو حالت ۱۳ و ۱۵ آیتمی

سناریو	قیمت مآبی در پرسشنامه‌ی ۱۵ آیتمی	قیمت مآبی در پرسشنامه‌ی ۱۳ آیتمی
سناریوی ۱	۰/۴۶۸	۰/۴۶۰
سناریوی ۲	۰/۴۰۹	۰/۴۰۶
سناریوی ۳	۰/۴۳۰	۰/۴۳۷
سناریوی ۴	۰/۴۵۶	۰/۴۵۳
سناریوی ۵	۰/۴۲۵	۰/۴۳۴
سناریوی ۶	۰/۲۵۲	
سناریوی ۷	۰/۴۱۵	۰/۴۲۴
سناریوی ۸	۰/۳۱۷	
سناریوی ۹	۰/۵۱۷	۰/۵۲۵
سناریوی ۱۰	۰/۴۶۱	۰/۴۶۲
سناریوی ۱۱	۰/۴۶۹	۰/۴۷۰
سناریوی ۱۲	۰/۴۳۹	۰/۴۲۵
سناریوی ۱۳	۰/۴۴۴	۰/۴۵۹
سناریوی ۱۴	۰/۵۱۳	۰/۵۳۱
سناریوی ۱۵	۰/۴۲۳	۰/۴۴۰

روایی درونی سناریوهای قیم‌مآبی نیز با استفاده از آلفای کرونباخ $0/675$ است که پس از حذف دو سناریوی شش و هشت به $0/678$ تغییر می‌یابد. تحلیل آیت‌ها نشان‌دهنده‌ی آن است که در پرسشنامه‌ی ۱۵ آیت‌می در صورت حذف سناریوی ۶ آلفای کرونباخ افزایش می‌یابد، اما در پرسشنامه‌ی ۱۳ آیت‌می حذف هیچ یک از سناریوها منجر به افزایش روایی درونی نخواهد شد (جدول ۲). بنابراین پرسشنامه‌ی نهایی با حذف دو سناریو و باقی ماندن ۱۳ سناریو از روایی برخوردار است و تمامی آیت‌ها بار عاملی بالاتر از $0/4$ خواهند داشت.

جدول ۲. میانگین، انحراف استاندارد و روایی درونی پرسشنامه‌ی قیم‌مآبی

آیت‌م	میانگین	انحراف استاندارد	آلفای کرونباخ در صورت حذف سناریو در پرسشنامه	آلفای کرونباخ در صورت حذف سناریو در پرسشنامه
سناریوی ۱	۵/۸۰۷	۱/۶۶۹	۰/۶۵۴	۰/۶۵۹
سناریوی ۲	۵/۵۳۶	۱/۸۸۸	۰/۶۶۱	۰/۶۶۵
سناریوی ۳	۵/۵۸۷	۱/۸۷۳	۰/۶۶۰	۰/۶۶۴
سناریوی ۴	۵/۲۷۹	۲/۰۱۸	۰/۶۵۶	۰/۶۶۲
سناریوی ۵	۵/۸۲۰	۱/۵۷۲	۰/۶۶۰	۰/۶۶۳
سناریوی ۶	۳/۶۸۸	۲/۳۶۵	۰/۶۸۱	۰/۶۶۴
سناریوی ۷	۴/۹۸۹	۱/۹۸۴	۰/۶۶۱	۰/۶۶۴
سناریوی ۸	۵/۱۰۸	۲/۰۴۳	۰/۶۷۱	۰/۶۵۰
سناریوی ۹	۴/۸۵۳	۱/۹۲۸	۰/۶۴۹	۰/۶۵۰
سناریوی ۱۰	۵/۱۷۶	۱/۹۴۸	۰/۶۵۶	۰/۶۵۹
سناریوی ۱۱	۶/۰۹۷	۱/۴۲۰	۰/۶۵۸	۰/۶۶۰
سناریوی ۱۲	۴/۷۵۲	۱/۹۰۱	۰/۶۵۶	۰/۶۶۳
سناریوی ۱۳	۶/۰۳۳	۱/۴۴۲	۰/۶۶۱	۰/۶۶۱
سناریوی ۱۴	۵/۵۵۸	۱/۶۶۲	۰/۶۷۳	۰/۶۶۲
سناریوی ۱۵	۶/۲۳۳	۱/۳۹۰	۰/۶۶۲	۰/۶۶۳
آلفای کرونباخ پرسشنامه			۰/۶۷۵	۰/۶۷۸

مطالعه دوم

آزمودنی‌ها و فرآیند

این بخش از تحقیق به لحاظ روش توصیفی مبتنی بر همبستگی و رگرسیون است. شرکت‌کنندگان پژوهش از طریق به اشتراک گذاشتن لینک پژوهش در شبکه‌های اجتماعی به شرکت در پژوهش آنلاین با موضوع همدلی دعوت شدند. پیشنهاد شده است تا به ازای هر متغیر پیش بین ۱۰ الی ۲۰ شرکت‌کننده در تحقیق حضور داشته باشند (ویلسون ون وورهایس و

مورگان (۱، ۲۰۰۷). بر این اساس با توجه به وجود شش متغیر پیش‌بین تحقیق حاضر به ۱۲۰ شرکت‌کننده نیاز داشت که در نهایت ۱۶۶ پاسخ (با نرخ پاسخ‌دهی ۵۵٪) که حاصل نسبت افراد با پاسخ‌های کامل به همه‌ی افرادی است که آزمون را شروع کرده‌اند) در سامانه آنلاین ثبت شد. بعد از حذف مواردی که به تمامی سوالات پاسخ نداده بودند، ۱۵۸ نفر در نمونه باقی ماندند (۱۰۰ نفر مذکر، ۵۴ نفر مونث و ۱ نفر تراجنسیتی). شرکت‌کنندگان در بازه‌ی سنی ۱۵ تا ۴۹ سال قرار داشتند (میانگین = ۲۴/۴۱؛ انحراف معیار = ۶/۹۱). از افراد حاضر در نمونه ۱۳۶ نفر مجرد و ۲۲ نفر متاهل بودند. تمامی شرکت‌کنندگان فرم رضایت‌نامه را تایید کردند. علت انتخاب این بازه سنی از آن رو بود که مطالعات دوره کودکی را دوره تحول قیّم‌مآبی برشمرده‌اند (مارتین و همکاران، ۲۰۱۶) و بنابراین شرکت‌کنندگان مطالعه حاضر در بازه سنی نوجوانی تا بزرگسالی انتخاب شدند تا از حصول پختگی و تکامل قیّم‌مآبی اطمینان حاصل شده باشد.

ابزارهای پژوهش

الف) مقیاس واکنش‌پذیری بین‌فردی (IRI۲): این پرسشنامه شامل ۲۸ سوال، و ۴ زیر مقیاس (هر زیرمقیاس شامل ۷ سوال) است و پاسخ‌ها در مقیاس ۵ سطحی لیکرتی (از "کاملاً شرح حال من است" = ۰ تا "اصلاً شرح حال من نیست" = ۴) تنظیم شده‌اند (دیویس، ۱۹۸۳). این مقیاس تفاوت افراد در همدلی را با ارزیابی میزان تمایل برای اتخاذ نقطه نظر دیگری ۳، دغدغه همدلانه، احساس پریشانی شخصی و تخیل‌پردازی ۴ با شخصیت‌های داستانی اندازه می‌گیرد. آلفای کرونباخ را برای این زیرمقیاس‌ها به ترتیب ۰/۷۷، ۰/۷۱، ۰/۷۸ و ۰/۷۷ گزارش کرده است. آلفای کرونباخ این زیرمقیاس‌ها در نمونه‌ی ایرانی توسط گلبابائی و همکاران (۲۰۲۲) ۰/۶۷، ۰/۶۷، ۰/۷۱ و ۰/۶۹ گزارش شده و در نهایت در این تحقیق آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های دغدغه همدلانه، اتخاذ نقطه‌نظر دیگری، احساس پریشانی شخصی و تخیل‌پردازی به ترتیب ۰/۷۶، ۰/۶۱، ۰/۷۷ و ۰/۷۶ به دست آمد. پایایی سه‌ماهه‌ی این پرسشنامه توسط گلبابائی و همکاران (۲۰۲۲) ۰/۷۱ تا ۰/۸۴ و پایایی شش‌ماهه‌ی آن ۰/۶۶ تا ۰/۸۶ گزارش شده است.

ب) مقیاس همدلی (EI۵): این پرسشنامه شامل دو زیرمقیاس است، که به زیرمقیاس واکنش بین فردی اضافه شده است، تا همدلی را در معنای محدودتر سرایت هیجانی ۶ و همچنین سرایت رفتاری ۷ ارزیابی کند (جردن و همکاران، ۲۰۱۶). این دو زیرمقیاس هر کدام در هفت سوال و در ساختاری مشابه مقیاس واکنش بین فردی طراحی شده‌اند و مطابق تحلیل طراحان

1. Wilson Van Voorhis & Morgan
2. Interpersonal Reactivity Index
3. Perspective taking
4. Fantasy
5. Empathy Index
6. Emotional Contagion
7. Behavioral Contagion

پرسشنامه با زیرمقیاس احساس پریشانی شخصی یک عامل را می‌سازند. زیرمقیاس همدلی، شامل سوالاتی است که تمایل آزمودنی را برای داشتن احساس مشترک با اطرافیان می‌سنجد و زیرمقیاس سرایت رفتاری میزان تمایل افراد به انجام رفتاری مشابه با آنچه دیگران انجام می‌دهد را اندازه می‌گیرد. آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌های همدلی و سرایت رفتاری در نمونه‌ی اصلی خارجی به ترتیب ۰/۷۱ و ۰/۷۳ بوده است (جردن و همکاران، ۲۰۱۶) و در تحقیق حاضر نیز آلفای کرونباخ برای این دو زیرمقیاس به ترتیب ۰/۷۲ و ۰/۷۴ به دست آمده است.

ج) پرسشنامه قیمت‌مآبی: به منظور سنجش قیمت‌مآبی در افراد از پرسشنامه ساخته شده در مرحله قبل استفاده شد. همچنین جهت سنجش درگیری عاطفی ۱ افراد در هر سناریو، سوال دیگری نیز علاوه بر سوال اصلی قرار داده شد. در این سوال از شرکت‌کنندگان پرسیده می‌شد که قرار گرفتن در چنین موقعیتی تا چه میزان آن‌ها را از حیث عاطفی تحت تاثیر قرار می‌دهد. جواب آزمودنی روی طیف ۵ سطحی لیکرت (۱ = "اصلا تاثیری روی من ندارد"، ۵ = "کاملاً مرا به هم می‌ریزد") تعیین می‌شود و از مجموع نمره افراد به این سوال در سناریوها نمره درگیری عاطفی به دست می‌آید. در این تحقیق آلفای کرونباخ برای سناریوهای قیمت‌مآبی ۰/۶۹ و برای سوال مرتبط با درگیری عاطفی ۰/۹۰ به دست آمده است.

تحلیل آماری

جهت بررسی رابطه میان نمرات کسب شده در زیرمقیاس‌های پرسشنامه‌های واکنش‌پذیری بین‌فردی، همدلی و سناریوهای قیمت‌مآبی در وهله‌ی نخست از همبستگی پیرسون استفاده شد. سپس به منظور پیش‌بینی نمره‌ی قیمت‌مآبی توسط سایر متغیرها رگرسیون خطی با استفاده از روش انتخاب متغیر رو به عقب ۲ به کار گرفته شد. در نهایت جهت بررسی نقش متغیرهای دموگرافیک از آزمون تی دو گروه مستقل استفاده شد. تمامی تحلیل‌های ذکر شده با استفاده از نرم‌افزار *SPSS 26* انجام شد.

نتایج

همبستگی میان متغیرها

آماره‌های توصیفی مرتبط با متغیرهای تحقیق در جدول ۳ ارائه شده است. به منظور تعیین رابطه‌ی میان متغیرهای تحقیق، رابطه‌ی دو به دوی آن‌ها با استفاده از همبستگی پیرسون مورد بررسی قرار گرفت. قیمت‌مآبی با دغدغه همدلانه $r(۱۴۱) = ۰/۱۸۴$ ، $p = ۰/۰۲۸$ و فانتزی $r(۱۴۱) = ۰/۰۳۸$ ، $p = ۰/۱۷۴$ ، $r(۱۴۱) = ۰/۱۷۴$ ، $p = ۰/۰۱۶$ با پریشانی شخصی $r(۱۴۱) = ۰/۲۰۲$ ، $p = ۰/۰۱۶$ ، $r(۱۴۱) = ۰/۱۷۴$ ، $p = ۰/۰۱۶$ رابطه‌ی مثبت معنادار و با پریشانی شخصی $r(۱۴۱) = ۰/۲۰۲$ ، $p = ۰/۰۱۶$ ، $r(۱۴۱) = ۰/۱۷۴$ ، $p = ۰/۰۱۶$ رابطه‌ی منفی معنادار دارد. همچنین درگیری عاطفی با دغدغه همدلانه $r(۱۴۱) = ۰/۴۸۶$ ، $p < ۰/۰۰۱$

1. Affective Engagement
2. Backward

$r(141) = 0/214$ ، $p = 0/010$ فانتزی $r(141) = 0/204$ ، $p = 0/015$ دیدگاه‌گیری
 پریشانی شخصی، $r(141) = 0/451$ ، $p < 0/001$ سرایت هیجانی $r(141) = 0/381$ ،
 r و سرایت رفتاری $r(141) = 0/331$ ، $p = 0/014$ همبستگی مثبت معنادار داشته است.
 اطلاعات کامل در ارتباط با همبستگی متغیرها در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۳. آماره‌های توصیفی مربوط به مولفه‌های همدلی، قیّم‌مآبی و سرایت هیجانی و رفتاری

متغیر	M	SD
۱. سن	۲۴/۷۳	۷/۱۳
۲. دغدغه همدلانه	۲/۵۸	۰/۷۱
۳. پریشانی شخصی	۲/۰۷	۰/۷۶
۴. دیدگاه‌گیری	۲/۲۷	۰/۵۷
۵. فانتزی	۲/۵۹	۰/۷۵
۶. سرایت هیجانی	۱/۶۵	۰/۷۱
۷. سرایت رفتاری	۱/۹۰	۰/۷۶
۸. قیّم‌مآبی	۵/۲۹	۰/۸۲
۹. درگیری عاطفی	۳/۲۳	۰/۷۹

جدول ۴. همبستگی میان متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
۱. سن	-	۰/۱۳۰	۰/۰۹۹	۰/۰۸۵	-۰/۲۵۶	-۰/۰۲۱	۰/۰۳۰	۰/۰۸۱	۰/۱۹۲*
۲. دغدغه همدلانه		-	۰/۳۸۱**	۰/۴۰۹**	۰/۳۴۵**	۰/۴۱۷**	۰/۲۵۹**	۰/۱۸۴*	۰/۴۸۶**
۳. پریشانی شخصی			-	۰/۰۲۹	-۰/۲۰۲*	۰/۴۹۰**	۰/۳۳۲**	-۰/۲۰۲*	۰/۴۵۱**
۴. دیدگاه‌گیری				-	۰/۳۸۰**	۰/۲۷۶**	۰/۲۴۰**	۰/۰۸۸	۰/۲۰۴*
۵. فانتزی					-	۰/۴۵۸**	۰/۲۴۸**	۰/۱۷۴*	۰/۲۱۴*
۶. سرایت هیجانی						-	۰/۵۸۱**	-۰/۰۴۵	۰/۳۸۱**
۷. سرایت رفتاری							-	-۰/۱۱۸	۰/۳۴۴**
۸. قیّم‌مآبی								-	-۰/۰۲۴
۹. درگیری عاطفی									-

* $p < 0/05$ ** $p < 0/01$

پیش‌بینی قیمت‌مآبی

به منظور پیش‌بینی قیمت‌مآبی تمامی متغیرها به عنوان متغیر پیش‌بین به مدل ارائه شده و سپس با استفاده از روش *step-wise* مدل نهایی تعیین شده است. دو متغیر دغدغه همدلانه $p = ۰/۰۰۱$ و پریشانی شخصی $\beta = ۰/۳۰۶$ و پریشانی شخصی $p < ۰/۰۰۱$ ، $\beta = -۰/۳۱۸$ به عنوان پیش‌بین در مدل نهایی باقی ماندند. اطلاعات کامل مرتبط با مدل در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. مدل رگرسیونی جهت پیش‌بینی قیمت‌مآبی

متغیر	B	β	T	p
دغدغه همدلانه	۰/۳۵۷	۰/۳۰۶	۳/۵۵۵	۰/۰۰۱
پریشانی شخصی	-۰/۳۴۶	-۰/۳۱۸	-۳/۷۰۱	< ۰/۰۰۱
R^2			۰/۱۲۱	
R^2 تعدیل شده			۰/۱۰۸	
F (df)			۹/۵۳۸ (۲/۱۳۹)	
p			< ۰/۰۰۱	

نقش متغیرهای دموگرافیک

اثر سه متغیر جنسیت، وضعیت تاهل و سن بر قیمت‌مآبی، میزان درگیری عاطفی در هر سناریو، زیرمقیاس‌های مرتبط با همدلی و سرایت رفتاری و هیجانی مورد بررسی قرار گرفت. همان طور که در جدول ۷ مشاهده می‌شود، خانم‌ها در مقایسه با آقایان به طرز معناداری نمرات بالاتری در پریشانی شخصی $t(۱۳۷) = ۲/۲۷۸$ ، $p = ۰/۲۰۴$ ، فانتزی $t(۱۴۳) = ۲/۴۴۲$ ، $p = ۰/۰۱۶$ همدلی $t(۱۴۳) = ۲/۷۲۸$ ، $p = ۰/۰۰۷$ و درگیری عاطفی $t(۱۳۷) = ۲/۴۲۴$ ، $p = ۰/۰۱۷$ دریافت کرده‌اند، اما تفاوتی میان دو گروه از نظر قیمت‌مآبی مشاهده نشد ($p > ۰/۰۵$). همچنین در ارتباط با وضعیت تاهل تفاوتی میان افراد مجرد و متاهل در هیچ یک از متغیرها مشاهده نشد (جدول ۶). در نهایت با افزایش سن فانتزی کاهش یافته $p = ۰/۰۰۲$ ، $r(۱۴۱) = -۰/۲۵۶$ و درگیری عاطفی افزایش می‌یابد $p = ۰/۰۲۲$ ، $r(۱۴۱) = ۰/۱۹۲$.

جدول ۶. مقایسه‌ی افراد مجرد و متاهل بر اساس متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	مجرد	متاهل	T	p	Cohen's d
دغدغه همدلانه	۲/۵۵۱	۲/۷۰۶	-۰/۸۵۷	۰/۳۹۲	۰/۲۵۵
	[۲/۶۹، ۲/۴۲]	[۲/۹۲، ۲/۴۹]			
پریشانی شخصی	۲/۰۷۲	۲/۰۳۲	۰/۲۰۷	۰/۸۳۶	۰/۰۵۹
	[۲/۲۱، ۱/۹۳]	[۲/۵۳، ۱/۷۶]			
دیدگاه‌گیری	۲/۲۷۵	۲/۲۴۶	۰/۲۰۰	۰/۸۴۲	۰/۰۵۰

۰/۴۱۸	۰/۰۷۷	۱/۷۸۴	۲/۲۸۶	۲/۶۲۶	فانتزی
			[۲/۵۳, ۱/۹۶]	[۲/۳۸, ۲/۱۷]	
۰/۳۱۹	۰/۲۳۴	۱/۱۹۶	۱/۴۶۰	۱/۶۷۷	سرایت هیجانی
			[۱/۸۴, ۲/۷۲]	[۲/۴۹, ۲/۷۶]	
۰/۰۲۴	۰/۹۳۱	۰/۰۸۶	۱/۸۸۹	۱/۹۰۵	سرایت رفتاری
			[۱/۷۷, ۱/۱۵]	[۱/۸۱, ۱/۵۵]	
۰/۰۴۰	۰/۸۷۹	-۰/۱۵۲	۵/۴۲۷	۵/۳۹۶	قیم‌مآبی
			[۲/۱۸, ۱/۶۱]	[۲/۰۵, ۱/۷۶]	
۰/۱۸۴	۰/۴۸۲	-۰/۷۰۴	۳/۴۵۳	۳/۳۰۹	درگیری عاطفی
			[۵/۷۸, ۵/۰۷]	[۵/۴۴, ۵/۲۵]	
			[۳/۸۲, ۳/۰۹]	[۳/۴۵, ۳/۱۶]	

جدول ۷. تفاوت‌های جنسی در متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	آقا	خانم	T	p	Cohen's d
دغدغه همدلانه	۲/۵۴	۲/۶۳	۰/۷۸۳	۰/۴۳۵	۰/۱۳۴
	[۲/۳۲, ۲/۷۶]	[۲/۷۷, ۲/۵۰]			
پیشانی شخصی	۱/۹۱	۲/۲۰	۲/۲۷۸	۰/۰۲۴*	۰/۳۸۹
	[۲/۱۵, ۱/۶۷]	[۲/۳۴, ۲/۰۷]			
دیدگاه‌گیری	۲/۲۸	۲/۳۰	۰/۱۹۹	۰/۸۴۲	۰/۰۳۵
	[۲/۴۵, ۲/۱۱]	[۲/۴۱, ۲/۱۸]			
فانتزی	۲/۴۰	۲/۷۲	۲/۴۴۲	۰/۰۱۶*	۰/۴۲۳
	[۲/۶۳, ۲/۱۹]	[۲/۸۸, ۲/۵۸]			
همدلی	۱/۴۷	۱/۷۹	۲/۷۲۸	۰/۰۰۷**	۰/۴۸۲
	[۱/۶۶, ۱/۲۷]	[۱/۹۳, ۱/۶۵]			
سرایت رفتاری	۱/۷۸	2.01	۱/۷۹۵	۰/۰۷۵	۰/۳۱۹
	[۱/۹۹, ۱/۵۸]	[۲/۱۷, ۱/۸۶]			
قیم‌مآبی	۵/۴۲۴	۵/۳۹	۰/۲۳۱	۰/۸۱۸	۰/۰۲۳
	[۵/۶۵, ۵/۱۹]	[۵/۵۶, ۵/۲۲]			
درگیری عاطفی	۳/۱۳۳	۳/۴۸	-۲/۶۱۳	۰/۰۱۰*	۰/۴۲۰
	[۳/۳۷, ۲/۹۰]	[۳/۶۳, ۳/۲۳]			

بحث و نتیجه‌گیری

قیم‌مآبی در صورت‌های مختلف روابط اجتماعی بروز و ظهور دارد؛ اما تا به امروز به صورت نظام‌مند در روابط بین‌فردی مورد بررسی قرار نگرفته است. پیش از این پژوهشگران همدلی را به عنوان یکی از عوامل احتمالاً دخیل در گرایش به قیم‌مآبی پیشنهاد کرده‌اند (زکی، ۲۰۲۰). به علاوه به نظر می‌رسد مولفه‌های مختلف همدلی در زمینه‌های متفاوت همیشه پیامدهای مشابهی

ندارند (وایس و چیکارا، ۲۰۲۱). در پژوهش حاضر هدف آن بود که درفقدان یک ابزار برای سنجش قیّم‌مآبی، ابتدا یک پرسشنامه طراحی و اعتباریابی شود. در قدم بعد کوشش شد تا رابطه‌ی میان مولفه‌های مختلف همدلی و قیّم‌مآبی در زندگی روزمره که تا پیش از این به خوبی مشخص نشده‌است روشن شود، و نیز نقش سرایت رفتاری و سرایت هیجانی در این بین، مورد بررسی قرار گیرد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که دغدغه‌ی همدلانه رابطه‌ی مثبتی با تمایل افراد به قیّم‌مآبی در سناریوهای طرح شده دارد. به علاوه پریشانی شخصی پیش‌بین تمایل کمتر به قیّم‌مآبی است. این نتیجه هم سو با این دیدگاه است که مولفه‌های مختلف همدلی لزوماً در همه‌ی شرایط با یکدیگر همسو نبوده و در برخی موقعیت‌های اجتماعی به پیامدهای رفتاری متفاوت و گاه متضاد منجر می‌شوند (اسرالاشویلی و همکاران، ۲۰۲۰؛ کیم و هان، ۲۰۱۸) و همچنین تاییدی بر این ملاحظه است که برای داوری درباره‌ی مطلوب بودن یا نبودن همدلی، لازم است پیامد هر یک از مولفه‌های همدلی با توجه به موقعیت خاصی که مورد نظر است مشخص شود (وایس و چیکارا، ۲۰۲۱).

پیش از این و در یکی از معدود پژوهش‌هایی که رابطه‌ی همدلی و قیّم‌مآبی را سنجیده‌اند، سببکی و همکاران (۱۹۹۵) به این نتیجه رسیده بودند که دغدغه‌ی همدلانه موجب قیّم‌مآبی بیشتر می‌شود. در آن مطالعه پژوهشگران این ایده را تایید کرده بودند که دغدغه همدلانه نظر به نتایج بلند مدت دارد و به نحوی اصیل و غیرابزاری به رفتار دیگر دوستانه منجر می‌شود. یافته‌ی پژوهش حاضر در این زمینه هم‌راستا با آن پژوهش است و نیز از طریق فرضیه‌ی همدلی-دیگردوستی^۱ تبیین پذیر است. مطابق فرضیه‌ی همدلی-دیگردوستی، همدلی از طریق مولفه‌ی شفقت به رفتارهایی می‌انجامد که غایت آن‌ها به واقع نفع دیگری است و نه نفع شخصی حاصل از کمک، نظیر رها شدن از احساس بد منتقل شده به واسطه‌ی پریشانی شخصی (شرودر و همکاران، ۲۰۱۵). از آنجا که در موقعیت‌های قیّم‌مآبی در این پژوهش در نظر گرفتن نفع بلندمدت فرد دیگر به رفتار قیّم‌مآبانه منجر می‌شد، در نتیجه رابطه‌ی مثبت دغدغه‌ی همدلانه و قیّم‌مآبانه قابل انتظار است. با این حال در آن پژوهش، برخلاف مطالعه‌ی فعلی رابطه‌ای میان پریشانی شخصی و قیّم‌مآبی مشاهده نشده بود. پژوهش فعلی تصویری از رابطه‌ی مولفه‌های مختلف همدلی و قیّم‌مآبی به دست می‌دهد که اگر چه هم‌جهت با نظریه‌ی همدلی-دیگردوستی است، اما پیامدهای متعارض مولفه‌های مختلف همدلی در آن به نحو آشکارتری هویداست. افزایش بیش از حد پریشانی شخصی فرد را به ترک موقعیت و یا نادیده گرفتن آن در راستای کاهش درد خود سوق می‌دهد (کرول و بارتز، ۲۰۲۱). در مطالعه‌ی حاضر نیز از آن رو که تصمیم قیّم‌مآبانه می‌تواند

آزردگی را در فرد مقابل و در نتیجه پریشانی شخصی را در فرد تصمیم‌گیرنده برانگیزد، می‌توان انتظار داشت که پریشانی شخصی بالاتر به اجتناب از تصمیم‌هایی از این دست بیانجامد. پژوهش‌های مختلفی تا کنون نشان داده‌اند که همدلی با افزایش رفتار نوع‌دوستانه رابطه دارد (بکر ۱ و همکاران، ۲۰۱۹؛ کاوالینی ۲ و همکاران، ۲۰۲۱؛ ویلیامز ۳ و همکاران، ۲۰۱۴). بنابراین نتایج مطالعه حاضر نیز همسو با این یافته‌ها نشان می‌دهد که دغدغه همدلانه منجر به افزایش قیّم‌مآبی بعنوان یکی از انواع رفتار نوع‌دوستانه می‌شود اما افزایش پریشانی شخصی سبب کاهش این نوع رفتارها می‌شود (استیونس ۴ و تابر، ۲۰۲۱). این یافته موید آن است که پریشانی شخصی احتمالاً سبب رفتار اجتنابی عدم کمک به دیگری و موافقت با خواسته و تمایل فرد هدف می‌شود. در این پژوهش متغیر درگیری عاطفی با هر دو متغیر دغدغه همدلانه و پریشانی شخصی همبستگی مثبت دارد اما بین این متغیر و قیّم‌مآبی رابطه‌ای دیده نمی‌شود. نبود رابطه معنی‌دار میان این متغیر و تمایل به قیّم‌مآبی می‌تواند نشانگر آن باشد که پاسخ به موقعیت همدلی‌برانگیز تابعی از متغیرهای مختلفی نظیر تنظیم هیجانی و تمایز خود/دیگری است. تاثر عاطفی حاصل از یک موقعیت همدلی برانگیز ممکن است نهایتاً با غلبه‌ی پریشانی شخصی به اجتناب منجر شود (کرول و بارتز، ۲۰۲۱)؛ یا در مقابل با قوت گرفتن دغدغه‌ی همدلانه به رفتار دیگر‌دوستانه بیانجامد (بکر و همکاران، ۲۰۱۹؛ کاوالینی و همکاران، ۲۰۲۱). کرران ۵ و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهش خود نشان دادند که اگر چه یک موقعیت تاثربرانگیز هر دو پاسخ پریشانی شخصی و دغدغه همدلانه را تا حدی برمی‌انگیزد، اما در صورت غلبه‌ی پریشانی شخصی (در مقابل دغدغه همدلانه) رفتار دیگر‌دوستانه کاهش می‌یابد. از طرف دیگر اگر دغدغه همدلانه دست بالا را داشته باشد احتمال رفتار دیگر‌دوستانه افزایش می‌یابد. در همین راستا متغیر درگیری عاطفی را می‌توان شاخصی مرکب از هر دو مولفه‌ی پریشانی شخصی و دغدغه همدلانه در نظر گرفت که بسته به آن که کدام یک مولفه‌ی غالب خواهد بود، احتمال رفتار قیّم‌مآبانه نیز مشخص خواهد شد.

در این میان به نظر می‌رسد تنظیم هیجانی نقشی تعیین‌کننده در رفتار دیگر‌دوستانه و بخصوص قیّم‌مآبی دارد (زارع و قربانی، ۱۴۰۰؛ سینگر و کلیمکی ۶، ۲۰۱۴). در موقعیت قیّم‌مآبی ابتدا سرایت هیجانی و رفتاری در فرد تصمیم‌گیرنده طی فرایندی خودکار موجب می‌گردد که تقاربی بین هیجان فرد هدف و تصمیم‌گیرنده ایجاد شود (زکی، ۲۰۲۰). حال اگر فرد تصمیم‌گیرنده با مهارت تنظیم هیجانی بتواند بین آنچه خود تجربه می‌کند و آنچه فرد هدف (دیگری) تجربه می‌کند تمیز قائل شود، دغدغه همدلانه رخ خواهد داد و احتمالاً رفتار قیّم‌مآبی

1. Becker
2. Cavallini
3. Williams
4. Stevens
5. Carrera
6. Singer & Klimecki

بروز می‌کند. یعنی فرد تصمیم‌گیرنده برخلاف تمایل فرد هدف تصمیمی که به سعادت نهایی وی منجر شود را خواهد گرفت. اما اگر مهارت‌های تنظیم هیجانی به خوبی به کار گرفته نشوند پریشانی شخصی افزایش می‌یابد و باعث می‌شود فرد برای رهایی از این ناراحتی که خودش را هم درگیر کرده است تصمیمی موافق میل و خواسته هدف اتخاذ کند که به نفع طولانی مدت او نخواهد بود (برتل-هاروویتس ۱ و همکاران، ۲۰۲۰، بیرامی و همکاران، ۱۳۹۶).

برخلاف نتایج مطالعه حاضر، تحقیقات پیشین وجود ارتباط بین سرایت هیجانی و رفتارهای نوع‌دوستانه را گزارش کرده‌اند (بالکونی ۲ و کاناوسیو، ۲۰۱۳). از جمله عللی که می‌تواند منجر به این ناهمسویی شود آن است که مطابق نتایج تحلیل همبستگی در مطالعه حاضر، سرایت هیجانی هم باعث افزایش پریشانی شخصی و هم افزایش دغدغه همدلانه می‌گردد. همان‌طور که پیشتر اشاره شد این دو مولفه همدلی اثر متضادی بر قیّم‌مآبی دارند و بنابراین ممکن است باعث خشی شدن اثر سرایت هیجانی بر قیّم‌مآبی شوند.

پیشتر در تحقیق جردن و همکاران (۲۰۱۶)، مشخص شده بود که دو زیرمقیاس سرایت هیجانی و رفتاری با پریشانی شخصی رابطه‌ی معکوس دارند. در مطالعه پیش رو نیز هم‌سو با مطالعه جردن و همکاران (۲۰۱۶) هر دو زیرمقیاس این پرسشنامه با یکدیگر و با پریشانی شخصی رابطه معنادار قابل توجهی دارند. با این حال، و برخلاف پژوهش مذکور، میان هر دو زیرمقیاس این پرسشنامه با مولفه دغدغه همدلانه نیز رابطه مثبت قابل توجهی دیده می‌شود. از آنجا که دغدغه همدلانه رابطه مستقیم با قیّم‌مآبی و پریشانی شخصی رابطه معکوس دارد، می‌توان توضیح داد چرا که این دو زیرمقیاس با قیّم‌مآبی رابطه معنادار ندارند. حداقل دو توجیه را می‌توان برای این ناهمخوانی برشمرد. نخست آن که ممکن است ساختار مقیاس همدلی در جامعه‌ی ایران متفاوت از جامعه‌ی ایالات متحده باشد. احتمال دیگر آن است که مقیاس همدلی از روایی لازم برخوردار نباشد. ظن نخست نیازمند تحقیق بیشتر با نمونه‌ای بزرگ در ایران است، اما در مورد دوم پیش از این نیز مورفی ۳ و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهش خود مشکل یکدست نبودن گویه‌های این پرسشنامه را طرح کرده‌اند.

نکته‌ی دیگری که در نتایج پژوهش حاضر مشاهده می‌شود وجود رابطه‌ی مستقیم معنادار میان فانتزی (به عنوان یک زیرمقیاس پرسشنامه‌ی واکنش بین‌فردی) و قیّم‌مآبی است. با این حال در مدل رگرسیونی تنها دغدغه همدلانه و پریشانی شخصی به عنوان متغیر پیش‌بین قیّم‌مآبی باقی‌ماند و فانتزی در مدل نهایی مورد انتخاب قرار نگرفت. بنابراین احتمالاً همبستگی مشاهده شده ناشی از رابطه مولفه‌های مختلف همدلی با یکدیگر و کوواریانس بین این

-
1. Brethel-Haurwitz
 2. Balconi & Canavesio
 3. Murphy

متغیرهاست و به همین خاطر در مدل رگرسیونی فانتزی پیش‌بین قیّم‌مآبی نبوده و پس از حذف واریانس مشترک میان متغیرها، این رابطه برجا نمی‌ماند.

به‌طور کلی از یافته‌های مطالعه حاضر می‌توان نتیجه گرفت که برای بروز رفتار نوع‌دوستانه‌ای که در طولانی مدت به نفع دیگران است و لازمه آن مخالف با خواسته کنونی آنان است، لازم است افراد در فرآیند همدلی درحالی‌که دغدغه همدلانه خود را با فرد حفظ می‌کنند از بالا رفتن بیش از اندازه پریشانی شخصی جلوگیری کنند. همچنین، اگرچه ارتباط قوی‌ای بین همدلی و سرایت هیجانی وجود دارد، ولی سرایت رفتاری به خودی خود رابطه‌ای با قیّم‌مآبی ندارد.

پژوهش حاضر علی‌رغم یافته‌های مهمی که در مورد قیّم‌مآبی ارائه می‌دهد محدودیت‌هایی هم دارد. استفاده از پرسشنامه برای سنجش تمایل به قیّم‌مآبی در موقعیت‌های همدلی برانگیز نتیجه‌گیری قاطع از یافته‌های مطالعه‌ی فعلی را دشوار می‌کند. از آنجا که تصمیم‌گیری‌های قیّم‌مآبانه‌ی مورد بررسی در این پژوهش اصولاً موقعیت‌هایی عاطفی به حساب می‌آیند، امکان استنباط عمل واقعی افراد بر اساس گزارش آن‌ها در پرسشنامه دشوار است. به علاوه از آنجا که در مطالعه‌ی فعلی مولفه‌های مختلف همدلی با پرسشنامه‌ی واکنش بین‌فردی سنجیده شد، همه‌ی مولفه‌های همدلی به عنوان صفت (و نه حالت) در نظر گرفته شدند. از محدودیت‌های دیگر می‌توان به نمونه‌گیری غیرتصادفی در مطالعه حاضر اشاره کرد. در نهایت محدودیت دیگر در این پژوهش استفاده از روش همستگی است که امکان استنباط علت و معلولی را فراهم نمی‌کند.

در همین راستا پیشنهاداتی برای پژوهش‌های آتی وجود دارد؛ از آنجا که همدلی بسیار تحت تاثیر شرایط محیطی نیز قرار می‌گیرد و می‌توان آن را به عنوان حالت نیز در نظر گرفت، مطالعه‌ای آزمایشی می‌تواند نیاز به سنجش همدلی به عنوان حالت و نسبت آن با قیّم‌مآبی را برآورده کند. به علاوه مطالعات آزمایشی با ایجاد موقعیت عاطفی می‌تواند استنباط برای عمل واقعی افراد را ممکن کند. پژوهش‌های آتی همچنین می‌توانند نقش تمایز خود-دیگری و راهبردهای مختلف تنظیم هیجانی را در تصمیم‌های قیّم‌مآبانه روشن کنند. به علاوه نقش متغیری چون وضوح خودپنداره ۲ که در این تصمیم‌ها با توان تمایز خود-دیگری در ارتباط است (کرول، بارتز، ۲۰۲۱) می‌تواند موضوع مطالعات آینده باشد. به علاوه در این مطالعه تنها یک نوع از انواع مختلف قیّم‌مآبی برای طراحی سناریوها انتخاب شد. پژوهش‌های آتی می‌توانند رابطه انواع مختلف قیّم‌مآبی با سازه‌های مختلف را موضوع مطالعه قرار دهند.

نتایج این پژوهش در افق بحث‌های سال‌های اخیر پیرامون مطلوبیت همدلی (بلوم، ۲۰۱۷؛ وایز و چیکارا، ۲۰۱۸؛ زکی ۲۰۱۸) معنایی تازه پیدا می‌کند. مولفه‌های مختلف همدلی می‌توانند پیامدهای فردی و بین‌فردی مختلف داشته باشند. اگر پریشانی شخصی نهایتاً به غلبه‌ی پریشانی

1. State

2. Self-concept clarity

شخصی منجر شود آثار فردی و بین فردی سوء خواهد داشت و نتیجه این پژوهش نشان می‌دهد موقعیت‌هایی که مستلزم تصمیم‌های قیام‌آبانه‌اند ممکن است از این آثار منفی متاثر شوند. تصمیم‌های قیام‌آبانه در عرصه‌های گوناگون زندگی اجتماعی، از سیاست‌گذاری‌های کلان تا رابطه‌ی مراقب و فرزند، ظهور و بروز دارند؛ یافتن آن دسته از عوامل روانشناختی که می‌توانند پیش‌بین تمایل افراد به اتخاذ این تصمیم‌ها و میزان پذیرش این تصمیم‌ها باشند، موضوعی با اهمیت برای شناخت روابط اجتماعی است. این پژوهش، می‌تواند در زمره گام‌های نخست برای شناخت این پدیده به حساب آید.

منابع

- بیرامی، منصور، هاشمی، تورج، عاشوری، مجتبی (۱۳۹۶) اثربخشی آموزش تنظیم هیجان بر سازگاری اجتماعی و حساسیت بین‌فردی دانش‌آموزان مقطع متوسطه. *پژوهش‌های روانشناسی اجتماعی*، ۷(۲۷)، ۱۴-۱.
- زارع، حسین، قربانی، سارا (۱۴۰۰) بررسی تاثیر ادراک خطر، خودکارآمدی و حل مسئله اجتماعی بر رفتارهای باری رسان با توجه به نقش میانجی گر هوش اجتماعی. *پژوهش‌های روانشناسی اجتماعی*، ۱۱(۴۳)، ۳۴-۱۹.
- سپاه منصور، مژگان، مهدوی نجم‌آبادی، زهرا. (۱۳۹۶). مدل‌سازی معادلات ساختاری در بررسی ارتباط بین نوع دوستی و همدلی با گرایش به معنویت دانشجویان. *پژوهش‌های روانشناسی اجتماعی*، ۷(۲۶)، ۷۸-۵۹.
- عباسی، محمد، حجتی، محمد (۱۳۹۵) بررسی اثرات تعدیل‌کنندگی مقابله‌ی مذهبی مثبت و منفی در رابطه‌ی بین استرس ادراک‌شده و همدلی. *پژوهش‌های روانشناسی اجتماعی*، ۶(۲۴)، ۱۶-۱.
- نظام، حمیدرضا، رضایی، سعید. (۱۳۹۷)، طراحی برنامه مهارت‌های همدلی مبتنی بر شناخت اجتماعی و بررسی اثربخشی آن بر رفتار جامعه‌پسند کارکنان خدمات فرودگاهی، *پژوهش‌های روانشناسی اجتماعی*، ۸(۲۹)، ۱۳۱-۱۱۷.
- An, C. J. (2020). *Participation, not paternalism: Moral education, normative competence and the child's entry into the moral community. Educational Philosophy and Theory, 52(2), 192-205.* <https://doi.org/10.1080/00131857.2019.1619547>
- Balconi, M., & Canavesio, Y. (2013). *Emotional contagion and trait empathy in prosocial behavior in young people: The contribution of autonomic (facial feedback) and Balanced Emotional Empathy Scale (BEES) measures. Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology, 35(1), 41-48.* <https://doi.org/10.1080/13803395.2012.742492>

- Becker, J. C., Ksenofontov, I., Siem, B., & Love, A. (2019). *Antecedents and consequences of autonomy- and dependency-oriented help toward refugees*. *European Journal of Social Psychology*, 49(4), 831–838. <https://doi.org/10.1002/EJSP.2554>
- Bloom, P. (2017). *Empathy and Its Discontents*. In *Trends in Cognitive Sciences* (Vol. 21, Issue 1, pp. 24–31). Elsevier Current Trends. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2016.11.004>
- Carrera, P., Oceja, L., Caballero, A., Muñoz, D., López-Pérez, B., & Ambrona, T. (2013). *I feel so sorry! Tapping the joint influence of empathy and personal distress on helping behavior*. *Motivation and Emotion*, 37(2), 335–345. <https://doi.org/10.1007/s11031-012-9302-9>
- Cavallini, E., Rosi, A., Ceccato, I., Ronchi, L., & Lecce, S. (2021). *Prosociality in aging: The contribution of traits and empathic concern*. *Personality and Individual Differences*, 176, 110735. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.110735>
- Cheetham, M., Pedroni, A. F., Antley, A., Slater, M., & Jäncke, L. (2009). *Virtual milgram: Empathic concern or personal distress? Evidence from functional MRI and dispositional measures*. *Frontiers in Human Neuroscience*, 3(OCT), 29. <https://doi.org/10.3389/neuro.09.029.2009>
- Cristea, I. A., Legge, E., Prosperi, M., Guazzelli, M., David, D., & Gentili, C. (2014). *Moderating effects of empathic concern and personal distress on the emotional reactions of disaster volunteers*. *Disasters*, 38(4), 740–752. <https://doi.org/10.1111/disa.12075>
- Croce, M. (2018). *Epistemic Paternalism and the Service Conception of Epistemic Authority*. *Metaphilosophy*, 49(3), 305–327. <https://doi.org/10.1111/meta.12294>
- Davis, M. H. (1983a). *A Multidimensional Approach to Individual Differences in Empathy*. *Journal of Personality and Social Psychology*. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.44.1.113>
- Davis, M. H. (1983b). *Measuring individual differences in empathy: Evidence for a multidimensional approach*. *Journal of Personality and Social Psychology*. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.44.1.113>
- FeldmanHall, O., Dalgleish, T., Evans, D., & Mobbs, D. (2015). *Empathic concern drives costly altruism*. *NeuroImage*, 105, 347–356. <https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2014.10.043>
- Fernández-Ballesteros, R., Sánchez-Izquierdo, M., Olmos, R., Huici, C., Casado, J. M. R., & Jentoft, A. C. (2019). *Paternalism vs. autonomy: Are they alternative types of formal care? Frontiers in Psychology*, 10(JUN), 1460. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01460>
- Hannikainen, I., Cabral, G., Machery, E., & Struchiner, N. (2017). *A deterministic worldview promotes approval of state paternalism*. *Journal of Experimental Social Psychology*, 70, 251–259. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2016.09.010>
- Hofmeier, J., & Neuber, T. (2019). *Motivated by Others' Preferences? An Experiment on Imperfect Empathy*. *Working Paper*, 224.(۹۶)

- Israelashvili, J., Sauter, D., & Fischer, A. (2020). Two facets of affective empathy: concern and distress have opposite relationships to emotion recognition. *Cognition and Emotion*, 34(6), 1112–1122. <https://doi.org/10.1080/02699931.2020.1724893>
- Jordan, M. R., Amir, D., & Bloom, P. (2016). Are empathy and concern psychologically distinct? *Emotion*, 16(8), 1107–1116. <https://doi.org/10.1037/emo0000228>
- Kiessling, L., Chowdhury, S., Schildberg-Hörisch, H., & Sutter, M. (2021). Parental Paternalism and Patience. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3767701>
- Kim, H., & Han, S. (2018). Does personal distress enhance empathic interaction or block it? *Personality and Individual Differences*, 124, 77–83. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.12.005>
- Krol, S. A., & Bartz, J. A. (2021). The self and empathy: Lacking a clear and stable sense of self undermines empathy and helping behavior. *Emotion*. <https://doi.org/10.1037/emo0000943>
- Lupoli, M. J., Jampol, L., & Oveis, C. (2017). Lying because we care: Compassion increases Prosocial lying. *Journal of Experimental Psychology: General*, 146(7), 1026–1042. <https://doi.org/10.1037/xge0000315>
- Martin, A., Lin, K., & Olson, K. R. (2016). What You Want Versus What's Good for You: Paternalistic Motivation in Children's Helping Behavior. *Child Development*, 87(6), 1739–1746. <https://doi.org/10.1111/cdev.12637>
- Meeker, D., Knight, T. K., Friedberg, M. W., Linder, J. A., Goldstein, N. J., Fox, C. R., Rothfeld, A., Diaz, G., & Doctor, J. N. (2014). Nudging guideline-concordant antibiotic prescribing: A randomized clinical trial. *JAMA Internal Medicine*, 174(3), 425–431. <https://doi.org/10.1001/jamainternmed.2013.14191>
- Raihani, N. (2021). *The Social Instinct: How Cooperation Shaped the World*.
- Reeves, S. L., Tse, C., Logel, C., & Spencer, S. J. (2021). When seeing stigma creates paternalism: Learning about disadvantage leads to perceptions of incompetence. *Group Processes and Intergroup Relations*. <https://doi.org/10.1177/13684302211009590>
- Schouten, G. (2018). Paternalism and education. In *The Routledge Handbook of the Philosophy of Paternalism* (pp. 336–347). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315657080-27>
- Schroeder, D. A., Graziano, W. G., Batson, C. D., Lishner, D. A., & Stocks, E. L. (2015). The Empathy–Altruism Hypothesis. *The Oxford Handbook of Prosocial Behavior*. <https://doi.org/10.1093/OXFORDHB/9780195399813.013.023>
- Singer, T., & Klimecki, O. M. (2014). Empathy and compassion. In *Current Biology* (Vol. 24, Issue 18, pp. R875–R878). Cell Press. <https://doi.org/10.1016/j.cub.2014.06.054>
- Stevens, F., & Taber, K. (2021). The neuroscience of empathy and compassion in pro-social behavior. *Neuropsychologia*, 159, 107925. <https://doi.org/10.1016/J.NEUROPSYCHOLOGIA.2021.107925>

- Thaler, R. H., & Sunstein, C. R. (2003). *Libertarian paternalism*. *American Economic Review*, 93(2), 175–179. <https://doi.org/10.1257/000282803321947001>
- Tsai, G. (2018). *Paternalism and intimate relationships*. In *The Routledge Handbook of the Philosophy of Paternalism* (pp. 348–360). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315657080-28>
- Tu, C. K., & Luo, B. (2020). *Paternalistic leadership and pro-social rule breaking: The moderating roles of psychological empowerment and leader-member exchange*. *Human Systems Management*, 39(1), 27–36. <https://doi.org/10.3233/HSM-190531>
- Weisz, E., & Cikara, M. (2021). *Strategic Regulation of Empathy*. In *Trends in Cognitive Sciences* (Vol. 25, Issue 3, pp. 213–227). Elsevier Ltd. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2020.12.002>
- Williams, A., O'Driscoll, K., & Moore, C. (2014). *The influence of empathic concern on prosocial behavior in children*. *Frontiers in Psychology*, 5(MAY). <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2014.00425>
- Wilson Van Voorhis, C. R., & Morgan, B. L. (2007). *Understanding Power and Rules of Thumb for Determining Sample Sizes*. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology*, 3(2), 43–50. <https://doi.org/10.20982/tqmp.03.2.p043>
- Zaki, J. (2018). *Empathy is a moral force*. *Atlas of Moral Psychology*, 49–58. <https://psycnet.apa.org/record/2017-57514-006>
- Zaki, J. (2020). *Integrating empathy and interpersonal emotion regulation*. In *Annual Review of Psychology* (Vol. 71, pp. 517–540). *Annual Reviews*. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010419-050830>