



## Research Paper

## The Mediating Role of Subjective Well-Being in Linking Perceived Personal Control to Rural Sense of Belonging: Evidence from Kermanshah County

Nasim Heshmati<sup>1</sup>, Amirhossein Alibaygi<sup>1\*</sup>, Masoumeh Taghibaygi<sup>1</sup>

Department of Agricultural Extension and Education, College of Agriculture & Natural Resources, Razi University, Kermanshah, Iran

## ARTICLE INFO

## Article history:

**Received:** 23 December 2025

**Revised:** 14 July 2026

**Accepted:** 19 July 2026

## Keywords:

Belonging to rural life  
Perceived personal control  
Psychological empowerment  
Social sustainability  
Subjective well-being

## ABSTRACT

Sense of belonging to rural life, beyond its individual psychological consequences, plays a decisive role in population stability and reducing rural-to-urban migration. Despite the importance of this construct, the psychological mechanisms affecting it, particularly the mediating role of subjective well-being, have received limited attention. This study aimed to investigate the mediating role of subjective well-being in the relationship between perceived personal control and sense of belonging to rural life in Kermanshah County. A descriptive-correlational design was adopted, and the statistical population consisted of residents aged 18 years and above in the villages of Kermanshah County. A sample of 384 participants was selected through multistage sampling. Data were collected using standardized questionnaires measuring perceived personal control (Greenaway et al., 2015), the WHO-5 Well-Being Index, and place attachment (Saffarinia, 2011), and were analyzed using SPSS and SmartPLS. The findings revealed that perceived personal control had a significant direct effect on subjective well-being ( $\beta = 0.746$ ,  $t = 17.539$ ,  $p < 0.001$ ) and place attachment ( $\beta = 0.386$ ,  $t = 2.036$ ,  $p < 0.05$ ). Subjective well-being also exerted a positive influence on place attachment ( $\beta = 0.525$ ,  $t = 3.042$ ,  $p < 0.01$ ), and its partial mediating role was confirmed (indirect effect = 0.10). The structural model demonstrated a good fit (SRMR = 0.056, NFI = 0.92), with  $R^2$  values for subjective well-being (0.557) and place attachment (0.727) indicating substantial explanatory power. Strengthening personal control through enhancing subjective well-being can serve as an effective mechanism for increasing attachment to rural life and reducing migration intentions.

### 1. Introduction

Rural life constitutes a fundamental part of the cultural, social, and economic structures of many countries, particularly Iran. These areas are endowed with natural resources, agricultural capacities, and unique cultural heritage, playing a pivotal role in ensuring food security and preserving national identity. However, recent rapid socioeconomic and cultural changes have significantly altered the structure and functioning of rural communities, leading to challenges such as rural-to-urban migration, declining social welfare, and weakening attachment to the living environment. Migration, defined as the temporary or permanent relocation of individuals or groups from one place to another, can be voluntary, motivated by employment, education, or improved living conditions, or involuntary, resulting from poverty, conflict, or natural disasters. In rural contexts, push factors such as unemployment, lack of facilities, and limited access to services often drive individuals to leave their villages. Statistics show that the rural population in Iran decreased from approximately 38% in 2006 to less than 25% in 2021 (Iran Statistical Center, 2021), a trend that has been particularly acute in counties such as Kermanshah, where economic and social limitations are more pronounced (Namdar & Haghighi, 2022; Shahbazin, 2023). This rural-to-urban migration reduces local interactions, social capital, and attachment to place, undermining sustainable development in rural areas and exerting pressure on urban infrastructures (Soleimani & Ghasemi, 2024).

\* Corresponding author: Associate Professor, Department of Agricultural Extension and Education, College of Agriculture & Natural Resources, Razi University, Kermanshah, Iran

E-mail address: baygi1@gmail.com

<https://doi.org/10.22034/iaeej.2026.568254.1898>

Therefore, population retention, defined as the continued residence and stabilization of rural inhabitants, is a key indicator of social and economic sustainability (Niazi et al., 2023). Achieving this requires the enhancement of welfare infrastructure, the creation of local employment opportunities, improved educational and health services, and active social participation. Psychological components such as perceived personal control and subjective well-being play critical roles in moderating migration motivations and fostering attachment to rural life. Place attachment, defined as the emotional, cognitive, and behavioral bond between an individual and their environment, serves as a central factor in maintaining population and promoting sustainable rural development (Arab et al., 2024; Smith & Garcia, 2024). A weakening of this attachment can result in widespread migration, social alienation, and decreased participation in local development processes.

## 2. Methodology

This research adopted a descriptive-correlational design and targeted rural residents aged 18 years and above in Kermanshah County. The population consisted of approximately 130,000 individuals. A multistage sampling technique was employed, stratifying villages based on topographic and spatial characteristics across five districts (Central, Mahidasht, Firuzabad, Kuzran, and Bilevar), resulting in a sample of 384 participants. Data were collected using standardized questionnaires, including measures of perceived personal control (Greenway et al., 2015), subjective well-being (WHO-5 Index), and rural sense of belonging (Saffarinia, 2011), alongside control variables such as stress management ability, physical limitations, and social engagement. The reliability of the scales ranged from 0.72 to 0.85, with satisfactory convergent and discriminant validity confirmed through AVE, Cronbach's alpha, composite reliability (CR), and HTMT analyses. Data analysis employed SPSS v26 for descriptive statistics and SmartPLS v4 for structural equation modeling (PLS-SEM), which is suitable for complex models with relatively small or non-normally distributed samples.

## 3. Results and discussion

The sample exhibited a balanced demographic composition, with a mean age of 37.4 years ( $SD = 9.2$ ) and diverse educational levels, predominantly a high school diploma (40.8%) and middle school education (32.5%). Descriptive statistics revealed above-average levels of perceived personal control ( $M = 3.67$ ,  $SD = 0.58$ ), subjective well-being ( $M = 3.84$ ,  $SD = 0.62$ ), and rural sense of belonging ( $M = 3.92$ ,  $SD = 0.64$ ), indicating generally positive psychological and social experiences among respondents. Structural model analysis showed that perceived personal control significantly predicted subjective well-being ( $\beta = 0.746$ ,  $t = 17.539$ ,  $p < 0.001$ ) and rural sense of belonging ( $\beta = 0.386$ ,  $t = 2.036$ ,  $p < 0.05$ ). Subjective well-being also had a significant effect on rural sense of belonging ( $\beta = 0.525$ ,  $t = 3.042$ ,  $p < 0.01$ ) and partially mediated the relationship between perceived personal control and rural sense of belonging (indirect  $\beta = 0.10$ ). Bootstrap analysis and the Sobel test ( $Z = 2.74$ ) confirmed the mediating role of subjective well-being, highlighting that individuals with higher perceived control experience greater satisfaction and more positive affect, which in turn strengthens their emotional and social ties to the rural environment. Model fit indices (SRMR = 0.056; NFI = 0.92; RMS\_theta = 0.09) indicated an acceptable fit.

## 4. Conclusion

The findings confirm that perceived personal control is a crucial predictor of both subjective well-being and rural sense of belonging. The mediating role of subjective well-being underscores the importance of promoting mental health and positive life evaluations as mechanisms for strengthening rural attachment. Policies focusing on enhancing local empowerment, fostering community participation, and improving psychosocial well-being can effectively support rural population retention and promote social sustainability. In the cultural and social context of Kermanshah County, characterized by tribal structures, a culture of hospitality, and historical resilience, promoting perceived personal control and subjective well-being can serve as practical levers for reinforcing rural attachment, reducing migration tendencies, and maintaining community stability.

## Acknowledgments

The authors sincerely express their gratitude to all scientific consultants and advisors who provided valuable guidance and insightful comments throughout the preparation of this research. We also thank our colleagues and peers for their constructive feedback and encouragement during the various stages of the study. Additionally, we deeply appreciate all participants who generously dedicated their time and shared their experiences, without whom this research would not have been possible. Their cooperation and contributions were instrumental in the successful completion of this study.

## References

- Arab, S., Sadeghloo, T., and Shayan, H. (2023). Investigating and analyzing place attachment and its effective factors in rural areas (Case study: villages of Shusef district, Nehbandan county). *Journal of Geography and Planning*, 28(88), 378–396. <https://doi.org/10.22034/gp.2023.54637.3075> [In Persian]
- Namdar, R., and Haghighi, Z. (2022). Analyzing the effect of social capital on social health in rural households. *Village and Development*, 25(2), 65–88. <https://doi.org/10.30490/rvt.2021.351445.1254> (In Persian)
- Niazi, M., Jafari, H., and Alizadeh, K. (2023). Detecting hidden motivations of villagers regarding migration (Case study: villages of Khosaf county). *Space and Sustainable Rural Development*, 4(1), 139–152. <https://doi.org/10.22077/vssd.2022.5437.1117> (In Persian)
- Saffarinia, M. (2011). *Place attachment questionnaire in rural communities*. Tehran: Arjmand Publications. (In Persian)
- Shahbazin, S. (2023). Analyzing the impact of migration on population growth rate fluctuations (Case study: Kermanshah province). *Future Cities Outlook*, 4(4), 97–113. <https://doi.org/10.61186/jvfc.4.4.1> (In Persian)
- Smith, J. A., and Garcia, M. L. (2024). The mediating role of well-being in the relationship between perceived control and place attachment. *Journal of Environmental Psychology*, 95, 102114. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2024.102114>.



زندگی در مناطق روستایی به عنوان یکی از پایه‌های اصلی تولید، حفظ منابع طبیعی، امنیت غذایی و استمرار هویت فرهنگی جامعه، همواره جایگاه مهمی در فرآیند توسعه پایدار داشته است. با این حال، جوامع روستایی ایران در دهه‌های اخیر، ایران تحت تأثیر تحولات گسترده اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و محیطی با تغییرات اساسی مواجه شده‌اند. کاهش فرصت‌های شغلی، محدودیت منابع معیشتی، نابرابری در دسترسی به خدمات و تغییر سبک زندگی، بسیاری از روستاها را با چالش‌هایی همچون کاهش جمعیت، تضعیف سرمایه اجتماعی و افزایش تمایل به مهاجرت مواجه ساخته است (البرزی و همکاران، ۱۴۰۲). در چنین شرایطی، مسئله ماندگاری جمعیت روستایی و شناخت عوامل مؤثر بر تصمیم افراد برای ادامه زندگی در محیط روستایی، به یکی از موضوعات مهم در مطالعات توسعه روستایی تبدیل شده است.

مهاجرت روستایی-شهری یکی از مهم‌ترین پیامدهای این تحولات است که می‌تواند تحت تأثیر عوامل اقتصادی، اجتماعی، محیطی و روان‌شناختی شکل گیرد (شهبازین، ۱۴۰۲؛ نیازی و همکاران، ۱۴۰۲). اگرچه مهاجرت در برخی شرایط می‌تواند راهبردی برای بهبود شرایط زندگی خانوارها باشد، اما تداوم آن در مقیاس گسترده پیامدهایی مانند کاهش جمعیت فعال، سالمند شدن جمعیت روستاها، کاهش مشارکت اجتماعی و تضعیف ظرفیت‌های توسعه محلی را به همراه دارد. آمارهای جمعیتی نیز نشان می‌دهد سهم جمعیت روستایی کشور از حدود ۳۸ درصد در سال ۱۳۸۵ به کمتر از ۲۵ درصد در سال ۱۴۰۰ کاهش یافته است (عرب‌مازار و رضوانی، ۱۳۹۹). این روند، ضرورت شناسایی عواملی را برجسته می‌کند که پیوند ساکنان با محیط زندگی و ماندگاری آنان را تقویت می‌کنند.

این روند در شهرستان‌هایی که با محدودیت‌های شدید اقتصادی، اجتماعی و خدماتی مواجه‌اند، از جمله شهرستان کرمانشاه، از شدت بیشتری برخوردار است (ایمانی و کرمزاده، ۱۴۰۵). مهاجرت روستایی-شهری نه تنها باعث تخلیه جمعیت و کاهش تعاملات محلی می‌شود، بلکه سرمایه اجتماعی و دلبستگی به محیط را به شدت تضعیف می‌کند (البرزی و همکاران، ۱۴۰۲). در این میان، «احساس تعلق به زندگی روستایی» به عنوان یک پیوند عمیق عاطفی، شناختی و رفتاری میان فرد و محیط زندگی و یک عامل محوری در تعدیل انگیزه‌های مهاجرتی و افزایش ماندگاری جمعیت مطرح می‌شود (عرب و همکاران، ۱۴۰۳؛ حبیب‌زاده‌کوزه‌کنانی و همکاران، ۱۴۰۳؛ Smith & Garcia, 2024).

اهمیت احساس تعلق به زندگی روستایی در پایداری اجتماعات روستایی به اندازه‌ای است که تضعیف آن می‌تواند به مهاجرت‌های گسترده، بیگانگی اجتماعی و کاهش مشارکت در فرآیندهای توسعه‌ای همراه باشد. با وجود تأکید مطالعات پیشین بر نقش پیوندهای مکانی در کیفیت زندگی روستایی (عرب و همکاران، ۱۴۰۳)، هنوز در تبیین سازوکارهای روانشناختی شکل‌دهنده این احساس در بافت روستایی ایران خلأ پژوهشی وجود دارد. پژوهش‌های داخلی عمدتاً بر ابعاد کالبدی-جغرافیایی و جامعه‌شناختی متمرکز بوده‌اند و پیش‌آیندهای روانشناختی کمتر به صورت همزمان بررسی شده‌اند. در پژوهش حاضر، «کنترل شخصی ادراک شده» به معنای باور فرد به توانایی اثرگذاری بر رویدادهای زندگی و «رفاه ذهنی» به معنای ارزیابی شناختی و عاطفی فرد از کیفیت زندگی، به عنوان دو پیش‌آیند روانشناختی مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

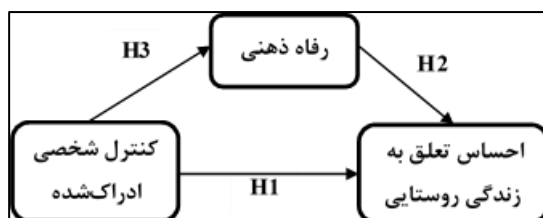
اهمیت بررسی این موضوع در شهرستان کرمانشاه، با توجه به شرایط خاص اقتصادی، اجتماعی و محیطی این منطقه بیشتر است. بخش قابل توجهی از معیشت خانوارهای روستایی این شهرستان بر کشاورزی دیم و دامداری سنتی استوار است. فعالیت‌هایی که در سال‌های اخیر به دلیل خشکسالی، محدودیت منابع آب و نوسانات اقتصادی با آسیب‌پذیری بیشتری مواجه شده‌اند (اکبری و همکاران، ۱۴۰۰). علاوه بر این، محدودیت فرصت‌های اشتغال و تفاوت سطح برخورداری از خدمات، زمینه افزایش تمایل به مهاجرت، به‌ویژه در میان جوانان را فراهم کرده است (فتح‌اللهی و جشن‌پرووکانی، ۱۴۰۲). در عین حال، وجود پیوندهای اجتماعی، روابط خویشاوندی و پیشینه فرهنگی غنی در این منطقه، شرایط مناسبی برای بررسی نقش عوامل روان‌شناختی در حفظ ارتباط افراد با محیط روستایی ایجاد کرده است.

این ویژگی‌ها، کرمانشاه را به بستر مناسبی برای آزمون این فرض تبدیل می‌کند برای پاسخ به این پرسش که آیا منابع روان‌شناختی درونی (کنترل شخصی ادراک شده) می‌توانند در شرایط کاهش یا محدودیت سرمایه‌های عینی ناشی از فشارهای اقلیمی و اقتصادی، از طریق ارتقای رفاه ذهنی به حفظ و تقویت احساس تعلق به زندگی روستایی کمک کنند.

از منظر نظری، مطالعات بین‌المللی چنگ و همکاران (Chang et al., 2018)؛ سنو و همکاران (Seo et al., 2023) و مطالعات داخلی

## نقش میانجی رفاه ذهنی در رابطه بین کنترل شخصی ادراک شده و احساس تعلق به...

(بخشی و همکاران، ۱۴۰۰؛ سواری و برفی‌زاده، ۱۴۰۰) نشان داده‌اند که بین کنترل شخصی، رفاه ذهنی و تعلق مکانی روابط مثبت و معناداری وجود دارد. کنترل شخصی با افزایش توان مقابله با استرس‌های شغلی و اجتماعی، پیش‌بین معتبری برای بهبود رفاه ذهنی بوده است. در نهایت، رفاه ذهنی با ایجاد ارزیابی مثبت از محیط، دلبستگی به مکان را تقویت می‌کند (Corcoran et al., 2023; Smith & Garcia, 2024). با این وجود، پژوهشی که در یک جامعه روستایی با ویژگی‌های فرهنگی-اقتصادی خاص (مانند کرمانشاه) که این مدل سه‌سازه‌ای شامل کنترل شخصی، رفاه ذهنی و تعلق مکانی را به‌طور همزمان به آزمون بگذارد، انجام نشده است. برای رفع این خلأ و ایجاد یک انسجام نظری، نظریه خودتعیین‌گری (Self-Determination Theory: SDT) به‌عنوان چارچوب نظری اصلی انتخاب شده است. بر اساس این نظریه، ارضای نیازهای روان‌شناختی بنیادین شامل شایستگی، خودمختاری و ارتباط، زمینه‌ساز تجربه رفاه ذهنی و انگیزش درونی است. در مدل حاضر، کنترل شخصی ادراک‌شده به‌مثابه نمود ادراک شایستگی و عاملیت فردی در نظر گرفته می‌شود. همچنین برای تبیین نقش رفاه ذهنی از نظریه گسترش و ساخت هیجان‌های مثبت (Broaden-and-Build Theory of Positive Emotions) فردریکسون (Fredrickson, 2001) استفاده شده است. بر این اساس، هیجان‌های مثبت می‌توانند منابع شناختی و اجتماعی پایدارتر را گسترش دهند. برای تبیین پیوند فرد و محیط نیز از نظریه دلبستگی به مکان (Place Attachment Theory) و برای توضیح فرآیند ارزیابی فشارها از نظریه ارزیابی شناختی (Cognitive Appraisal Theory) استفاده شد. در مجموع، نظریه خودتعیین‌گری، چارچوب کلان مدل را فراهم می‌کند و نظریه‌های مکمل، منطق مسیرهای اختصاصی مدل را توضیح می‌دهند. بر پایه چارچوب نظری و شواهد تجربی پیشین، انتظار می‌رود کنترل شخصی ادراک‌شده از دو مسیر بر احساس تعلق به زندگی روستایی اثر بگذارد. نخست، مسیر مستقیم (H1) است که از طریق افزایش عاملیت، هویت‌یابی با مکان و سرمایه‌گذاری عاطفی در محیط تبیین می‌شود (عرب و همکاران، ۱۴۰۳، Proshansky, 1978). دوم، مسیر غیرمستقیم (H2) است که در آن کنترل شخصی ادراک‌شده از طریق ارتقای رفاه ذهنی، احساس تعلق به زندگی روستایی را تقویت می‌کند؛ این مسیر با منطق نظری ارزیابی شناختی و مقابله سازگار است (Lazarus & Folkman, 1984). نوآوری پژوهش حاضر، آزمون همزمان این روابط در قالب یک مدل میانجی در بافت روستایی شهرستان کرمانشاه است. بر همین اساس، چارچوب مفهومی پژوهش برای تبیین روابط میان «کنترل شخصی ادراک‌شده»، «رفاه ذهنی» و «احساس تعلق به زندگی روستایی» در نگاره ۱ ارائه شده است.



نگاره ۱- چهارچوب مفهومی تحقیق

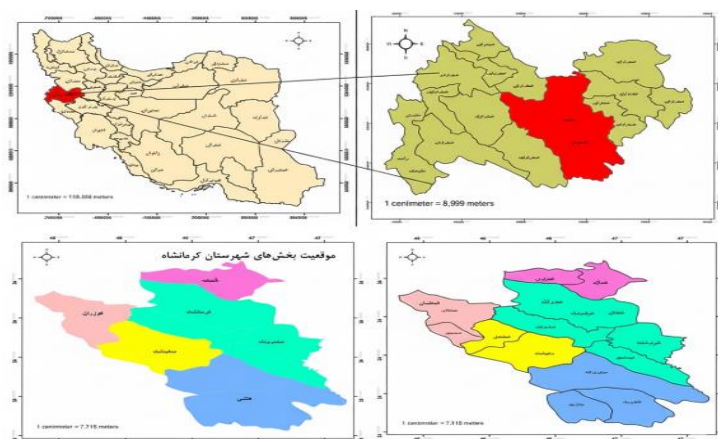
### مواد و روش‌ها

پژوهش حاضر از نوع توصیفی-همبستگی است. محدوده مطالعه شهرستان کرمانشاه با وسعت تقریبی ۵۴۶۸ کیلومتر مربع و برخوردار از تنوع کالبدی، جغرافیایی و فضایی است؛ از این رو، فاصله از مرکز شهرستان و تفاوت‌های فضایی میان بخش‌های روستایی می‌تواند بر ادراک ساکنان از محیط و پیوند آنان با محل سکونت اثرگذار باشد (نقشه ۱). جامعه آماری پژوهش را ساکنان ۱۸ سال و بالاتر روستاهای شهرستان کرمانشاه تشکیل دادند که جمعیت آنان حدود ۱۳۰ هزار نفر برآورد شد (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۰). بر اساس جدول کرجسی و مورگان (Krejcie & Morgan, 1970)، حجم نمونه ۳۸۴ نفر تعیین شد. برای پوشش تنوع فضایی و کاهش سوگیری مکانی، نمونه‌گیری به‌صورت چندمرحله‌ای و با طبقه‌بندی جغرافیایی انجام شد؛ بدین معنا که بخش‌های روستایی به‌عنوان طبقات فضایی در نظر گرفته شدند و انتخاب دهستان، روستا و در نهایت افراد در مراحل بعدی انجام گرفت. این طراحی امکان می‌دهد که گونه‌های متفاوت روستایی (Typology)، از جمله سکونتگاه‌های دشتی و کوهستانی، در نمونه نمایندگی داشته باشند. مراحل نمونه‌گیری به شرح زیر بود: انتخاب بخش‌ها: پنج بخش شهرستان کرمانشاه یعنی مرکزی، فیروزآباد، ماهیدشت، کوزران و بیلوار، به‌عنوان طبقات نمونه‌گیری در نظر گرفته شدند.

انتخاب دهستان‌ها: در گام دوم، از هر بخش یک دهستان به‌صورت تصادفی انتخاب شد.

تعیین تعداد روستا: در گام سوم، با توجه به تعداد روستاهای هر دهستان، ۲۰ درصد از روستاهای هر دهستان به صورت تصادفی انتخاب شدند.

انتخاب افراد: در مرحله نهایی، با توجه به جمعیت روستاهای منتخب، تعداد نمونه مورد نیاز به صورت متناسب و به صورت تصادفی از بین ساکنان ۱۸ سال به بالای هر روستا انتخاب شدند. پرسشنامه‌ها پس از اخذ رضایت آگاهانه از شرکت‌کنندگان تکمیل شدند.



نقشه ۱- موقعیت جغرافیایی شهرستان کرمانشاه و بخش‌های مختلف آن

به‌منظور گردآوری داده‌ها، از پرسشنامه‌ای ترکیبی در چهار بخش استفاده شد. بخش نخست- ویژگی‌های فردی و جمعیت‌شناختی پاسخ‌دهندگان: این بخش شامل ۱۵ گویه درباره سن، جنسیت، وضعیت تأهل، تحصیلات، شغل، درآمد و سایر ویژگی‌های زمینه‌ای پاسخ‌دهندگان بود. بخش دوم- سنجش کنترل شخصی ادراک‌شده: این بخش شامل سه گویه برگرفته از پرسشنامه گرینوی و همکاران (Greenaway et al., 2015) بود. گویه‌های این مقیاس بر اساس طیف پنج‌درجه‌ای لیکرت (۱ = به شدت مخالف تا ۵ = کاملاً موافق) نمره‌گذاری شدند. روایی سازه این مقیاس را از طریق تحلیل عاملی تأییدی و همبستگی با متغیرهای مرتبط تأیید شده است. در پژوهش حاضر، پایایی این مقیاس با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۴ به دست آمد که بیانگر پایایی مطلوب آن بود. بخش سوم- سنجش رفاه ذهنی: رفاه ذهنی در پژوهش حاضر با استفاده از ترکیب دو ابزار استاندارد اندازه‌گیری شد تا هر دو بعد شناختی و هیجانی رفاه ذهنی پوشش داده شود. بعد شناختی رفاه ذهنی با استفاده از نردبان زندگی کانتریل (Cantril, 1965) و بعد هیجانی آن با استفاده از شاخص پنج‌گویه‌ای بهزیستی سازمان جهانی بهداشت (WHO-5) اندازه‌گیری شد. گویه‌های WHO-5 بر اساس مقیاس شش‌درجه‌ای لیکرت (۰ = هیچ‌گاه تا ۵ = همیشه) نمره‌گذاری شدند. سپس، نمرات استاندارد شده حاصل از نردبان کانتریل و WHO-5 با یکدیگر ترکیب و به عنوان شاخص نهایی رفاه ذهنی در تحلیل‌های پژوهش مورد استفاده قرار گرفت. ضریب آلفای کرونباخ این بخش ۰/۸۳ به دست آمد که نشان‌دهنده پایایی مطلوب آن است. روایی سازه این ابزارها در مطالعات پیشین، از جمله پژوهش توسط تاپ و همکاران (Topp et al., 2015)، تأیید شده و در پژوهش حاضر نیز شاخص‌های روایی و پایایی آن مجدداً بررسی و تأیید شد.

بخش چهارم- سنجش احساس تعلق به زندگی روستایی: برای سنجش احساس تعلق به زندگی روستایی از پرسشنامه صفاری‌نیا (۱۳۹۰) شامل ۲۲ گویه استفاده شد. این پرسشنامه سه بعد شناختی، عاطفی و رفتاری را ارزیابی می‌کند و این تعلق نه تنها شامل دلبستگی احساسی به مکان، بلکه دربرگیرنده عناصری مانند هویت مکانی به معنای احساس یکی بودن با محیط روستایی و شکل‌گیری پیوند ذهنی و عاطفی با روستا، وابستگی به مکان به میزان پاسخ‌گویی محیط روستا به نیازهای روزمره و اهداف زندگی فرد، مشارکت اجتماعی به معنای مشارکت در امور محلی و احساس تأثیرگذاری در تصمیم‌گیری‌های اجتماعی و رضایت از امکانات به معنای احساس خشنودی از زیرساخت‌ها، خدمات و روابط اجتماعی در روستا می‌باشد. همچنین، برای کنترل اثر متغیرهای زمینه‌ای، سؤالاتی در مورد توانایی مدیریت استرس، محدودیت‌های جسمانی و میزان تعاملات اجتماعی نیز در ابزار گنجانده شد.

## نقش میانجی رفاه ذهنی در رابطه بین کنترل شخصی ادراک شده و احساس تعلق به...

به منظور تحلیل داده‌ها، از نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۶ برای استخراج آمارهای توصیفی و از نرم‌افزار SmartPLS نسخه ۴ برای مدل‌سازی معادلات ساختاری مبتنی بر حداقل مربعات جزئی (PLS-SEM) جهت آزمون فرضیه‌ها استفاده شد. پیش از اجرای مدل ساختاری، صحت داده‌ها با بررسی شاخص تورم واریانس (VIF) برای اطمینان از عدم وجود هم‌خطی چندگانه میان متغیرهای پیش‌بین مورد ارزیابی قرار گرفت که مقادیر VIF کمتر از ۵ بود که نشان‌دهنده عدم وجود این مشکل بود نبود هم‌خطی چندگانه قابل توجه است. برای ارزیابی پایایی ابزارها از ضریب آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی (CR) استفاده شد که نتایج دامنه‌ای بین ۰/۷۲ تا ۰/۸۵ را نشان داد. روایی همگرا با استفاده از میانگین واریانس استخراج‌شده (AVE) و روایی واگرا با استفاده از معیار فورنل-لارکر و شاخص HTMT مورد ارزیابی و تأیید قرار گرفت. در نهایت، برای آزمون معناداری روابط علی و مسیره‌های میانجی در مدل ساختاری، از روش بوت‌استرپینگ (Bootstrapping) با ۵۰۰۰ بار نمونه‌گیری مجدد استفاده شد.

اخذ رضایت آگاهانه از شرکت‌کنندگان، تضمین محرمانگی داده‌ها و هماهنگی با دهیاری‌ها و شوراهای روستایی از اقدامات اخلاقی این پژوهش بودند.

در ارزیابی مدل اندازه‌گیری، مقادیر آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی بالاتر از ۰/۷۰ به عنوان شواهد پایایی قابل قبول در نظر گرفته شدند. برای روایی همگرا، AVE بالاتر از ۰/۵۰ ملاک قرار گرفت. روایی واگرا نیز با دو معیار مکمل بررسی شد: در معیار فورنل-لارکر، جذر AVE هر سازه باید از همبستگی آن سازه با سایر سازه‌ها بیشتر باشد و در معیار HTMT مقادیر کمتر از ۰/۸۵ نشان‌دهنده تمایز مناسب سازه‌ها تلقی شد (Fornell & Larcker, 1981; Henseler et al., 2015; Hair et al., 2019).

### یافته‌ها و بحث

ویژگی‌های جمعیت‌شناختی، اجتماعی و اقتصادی پاسخگویان در جدول ۱ ارائه شده است. نمونه کل پژوهش ۳۸۴ نفر بود؛ باین حال، به دلیل وجود داده‌های مفقود در برخی متغیرها، درصدها به صورت «درصد معتبر» و بر مبنای تعداد پاسخ‌های معتبر هر متغیر محاسبه شدند. تعداد پاسخ معتبر برای تعداد فرزندان ۲۸۲ نفر، شغل اصلی ۳۴۲ نفر، شغل دوم ۳۴۲ نفر، درآمد ماهانه ۳۴۲ نفر و تمایل به مهاجرت دائم ۳۸۳ نفر بود؛ سایر متغیرهای جدول دارای ۳۸۴ پاسخ معتبر بودند. بر این اساس، ۷۰/۰۵ درصد پاسخگویان زن و ۲۹/۹۵ درصد مرد بودند؛ ۶۷/۱۹ درصد متأهل و ۳۲/۸۱ درصد مجرد بودند. بیشترین سهم سنی به گروه ۳۵ تا ۴۴ سال (۳۰/۷۳ درصد) و بیشترین سهم تحصیلی به دیپلم (۴۰/۸۹ درصد) اختصاص داشت. در میان پاسخگویانی که اطلاعات شغلی معتبر داشتند، کشاورزی با ۴۴/۴۴ درصد شغل اصلی غالب بود و ۵۴/۳۹ درصد شغل دوم نداشتند. همچنین ۵۴/۴۳ درصد مالک زمین زراعی، ۶۵/۶۳ درصد دارای خودرو شخصی و ۵۹/۳۸ درصد دارای بیش از پنج بار رفت‌وآمد ماهانه به شهر بودند. در متغیر تمایل به مهاجرت دائم، ۴۹/۳۵ درصد تمایل «کم» یا «بسیار کم» و ۲۲/۴۵ درصد تمایل «زیاد» یا «بسیار زیاد» گزارش کردند.

جدول ۱- خلاصه توصیفی ویژگی‌های جمعیت‌شناختی، اجتماعی و اقتصادی پاسخگویان پژوهش (نمونه کل: ۳۸۴ نفر؛ درصدها بر اساس پاسخ معتبر هر متغیر)

| متغیر      | طبقه           | فراوانی | درصد معتبر |
|------------|----------------|---------|------------|
| جنسیت      | زن             | ۲۶۹     | ۷۰/۰۵      |
|            | مرد            | ۱۱۵     | ۲۹/۹۵      |
| وضعیت تأهل | متأهل          | ۲۵۸     | ۶۷/۱۹      |
|            | مجرد           | ۱۲۶     | ۳۲/۸۱      |
| سن (سال)   | ۱۸-۲۴          | ۴۲      | ۱۰/۹۴      |
|            | ۲۵-۳۴          | ۹۶      | ۲۵/۰۰      |
|            | ۳۵-۴۴          | ۱۱۸     | ۳۰/۷۳      |
|            | ۴۵-۵۴          | ۷۸      | ۲۰/۳۱      |
|            | ۵۵ سال و بیشتر | ۵۰      | ۱۳/۰۲      |

ادامه جدول ۱

| متغیر                       | طبقه                   | فراوانی | درصد معتبر |
|-----------------------------|------------------------|---------|------------|
| تحصیلات                     | ابتدایی                | ۱۹      | ۴/۹۵       |
|                             | راهنمایی               | ۴۸      | ۱۲/۵۰      |
|                             | دیپلم                  | ۱۵۷     | ۴۰/۸۹      |
|                             | کارشناسی               | ۱۲۵     | ۳۲/۵۵      |
|                             | کارشناسی ارشد و بالاتر | ۳۵      | ۹/۱۱       |
| تعداد فرزندان               | بدون فرزند             | ۸۵      | ۳۰/۱۴      |
|                             | ۱ فرزند                | ۶۵      | ۲۳/۰۵      |
|                             | ۲ فرزند                | ۶۵      | ۲۳/۰۵      |
|                             | ۳ فرزند                | ۵۲      | ۱۸/۴۴      |
|                             | ۴ فرزند                | ۱۵      | ۵/۳۲       |
| شغل اصلی                    | کشاورز                 | ۱۵۲     | ۴۴/۴۴      |
|                             | باغدار                 | ۷۳      | ۲۱/۳۵      |
|                             | خانه‌دار               | ۴۷      | ۱۳/۷۴      |
|                             | دامدار                 | ۳۸      | ۱۱/۱۱      |
|                             | دانشجو/سرباز           | ۱۷      | ۴/۹۷       |
|                             | زنبوردار               | ۱۵      | ۴/۳۹       |
| شغل دوم                     | ندارد                  | ۱۸۶     | ۵۴/۳۹      |
|                             | آزاد                   | ۸۵      | ۲۴/۸۵      |
|                             | دامدار                 | ۴۳      | ۱۲/۵۷      |
|                             | زنبوردار               | ۱۵      | ۴/۳۹       |
|                             | باغدار                 | ۱۳      | ۳/۸۰       |
| درآمد ماهانه (میلیون تومان) | کمتر از ۵              | ۷۵      | ۲۱/۹۳      |
|                             | ۵-۱۰                   | ۷۳      | ۲۱/۳۵      |
|                             | ۱۰-۱۵                  | ۶۳      | ۱۸/۴۲      |
|                             | ۱۵-۲۰                  | ۷۳      | ۲۱/۳۵      |
|                             | بیش از ۲۰              | ۵۸      | ۱۶/۹۶      |
| مالکیت زمین زراعی           | دارد                   | ۲۰۹     | ۵۴/۴۳      |
|                             | ندارد                  | ۱۷۵     | ۴۵/۵۷      |
| مالکیت خودرو                | دارد                   | ۲۵۲     | ۶۵/۶۳      |
|                             | ندارد                  | ۱۳۲     | ۳۴/۳۸      |
| رفت‌وآمد به شهر             | کمتر از ۳ بار در ماه   | ۶۵      | ۱۶/۹۳      |
|                             | ۳ تا ۵ بار در ماه      | ۹۱      | ۲۳/۷۰      |
|                             | بیش از ۵ بار در ماه    | ۲۲۸     | ۵۹/۳۸      |
|                             | بسیار کم               | ۷۴      | ۱۹/۳۲      |
| تمایل به مهاجرت دائم        | کم                     | ۱۱۵     | ۳۰/۰۳      |
|                             | نه کم، نه زیاد         | ۱۰۸     | ۲۸/۲۰      |
|                             | زیاد                   | ۵۵      | ۱۴/۳۶      |
|                             | بسیار زیاد             | ۳۱      | ۸/۰۹       |

شاخص‌های توصیفی سازه‌های اصلی با توجه به مقیاس واقعی هر ابزار در جدول ۲ گزارش شده‌اند. میانگین کنترل شخصی ادراک‌شده ۳/۴۹ از ۵ با انحراف معیار ۰/۹۳ بود و در سطحی بالاتر از نقطه میانی مقیاس قرار داشت. میانگین احساس تعلق به زندگی روستایی ۳/۹۸ از ۵ با انحراف معیار ۰/۶۱ بود و بیانگر سطح نسبتاً بالای پیوند پاسخگویان با محیط روستایی است. رفاه ذهنی به صورت نمایه ترکیبی نردبان کانتیریل و WHO-۵ در مقیاس ۰ تا ۱۰۰ محاسبه شد و میانگین آن ۷۱/۴ با انحراف معیار ۱۳/۶ بود. از آنجا که رفاه ذهنی و دو سازه دیگر در مقیاس‌های متفاوت اندازه‌گیری شده‌اند، مقایسه مستقیم میانگین خام آن‌ها از نظر آماری مناسب نیست و هر سازه باید نسبت به دامنه مقیاس خود تفسیر شود.

جدول ۲- شاخص‌های توصیفی سازه‌های اصلی پژوهش بر اساس مقیاس اندازه‌گیری

| مقیاس اندازه‌گیری | متغیر                       | میانگین | انحراف معیار |
|-------------------|-----------------------------|---------|--------------|
| ۱ تا ۵            | کنترل شخصی ادراک‌شده        | ۳/۴۹    | ۰/۹۳         |
| ۰ تا ۱۰۰          | رفاه ذهنی                   | ۷۱/۴    | ۱۳/۶         |
| ۱ تا ۵            | احساس تعلق به زندگی روستایی | ۳/۹۸    | ۰/۶۱         |

پیش از اجرای تحلیل مدل‌سازی معادلات ساختاری (SEM)، خطی بودن روابط مورد بررسی قرار گرفت. شاخص VIF برای بررسی عدم وجود هم‌خطی چندگانه بین متغیرها می‌باشد. مطابق با توصیه هیر و همکاران (Hair et al., 2022) مقادیر VIF کمتر از ۵ بیانگر آن است که هم‌خطی چندگانه در سطح نگران‌کننده‌ای وجود ندارد و برآورد ضرایب مسیر تحت تأثیر همبستگی شدید میان متغیرهای پیش‌بین قرار نگرفته است. مقادیر VIF برای رفاه ذهنی ۳/۳۶، کنترل شخصی ادراک‌شده ۲/۴۲ و احساس تعلق به زندگی روستایی ۳/۴۴ بود. بنابراین، همه مقادیر پایین‌تر از آستانه ۵ قرار داشتند و پیش‌شرط عدم هم‌خطی چندگانه برای ارزیابی روابط ساختاری برقرار بود. نتایج در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳- بررسی عدم هم‌خطی متغیرهای پژوهش

| متغیر                       | VIF  |
|-----------------------------|------|
| رفاه ذهنی                   | ۳/۳۶ |
| کنترل شخصی ادراک‌شده        | ۲/۴۲ |
| احساس تعلق به زندگی روستایی | ۳/۴۴ |

پس از تأیید نبود هم‌خطی مساله‌ساز، پایایی و روایی همگرایی مدل اندازه‌گیری ارزیابی شد. مقادیر آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی همه سازه‌ها بالاتر از ۰/۷۰ و مقادیر AVE بالاتر از ۰/۵۰ بود. بنابراین، پایایی داخلی و روایی همگرایی سازه‌ها در سطح قابل‌قبول قرار داشت. آلفای کرونباخ برای سازه‌ها در دامنه ۰/۸۱ تا ۰/۸۷، پایایی ترکیبی در دامنه ۰/۸۶ تا ۰/۹۱ و AVE در دامنه ۰/۵۷ تا ۰/۶۸ قرار دارد (جدول ۴). این مقادیر از آستانه‌های توصیه‌شده فراتر هستند و کفایت مدل اندازه‌گیری را از نظر پایایی و روایی همگرا تأیید می‌کنند.

جدول ۴- پایایی و روایی همگرا

| سازه‌ها                     | Cronbach's $\alpha$ | CR   | AVE  |
|-----------------------------|---------------------|------|------|
| کنترل شخصی ادراک‌شده        | ۰/۸۴                | ۰/۸۹ | ۰/۶۳ |
| رفاه ذهنی                   | ۰/۸۱                | ۰/۸۶ | ۰/۵۷ |
| احساس تعلق به زندگی روستایی | ۰/۸۷                | ۰/۹۱ | ۰/۶۸ |

برای تکمیل ارزیابی روایی سازه‌ها، روایی واگرا ابتدا با معیار فورنل-لارکر (Fornell-Larcker) بررسی شد. در این معیار، جذر AVE هر سازه باید از همبستگی آن سازه با سایر سازه‌ها بیشتر باشد. مقادیر قطری جدول ۵ برای کنترل شخصی ادراک‌شده (۰/۷۹۴)، رفاه ذهنی (۰/۷۵۵) و احساس تعلق به زندگی روستایی (۰/۸۲۵) از همبستگی‌های بین‌سازه‌ای متناظر بزرگ‌تر است؛ بنابراین، روایی واگرا بر اساس معیار فورنل-لارکر تأیید شد (Fornell & Larcker, 1981; Hair et al., 2019).

جدول ۵- ماتریس Fornell-Larcker

| سازه‌ها                     | کنترل شخصی ادراک‌شده | رفاه ذهنی | تعلق به زندگی روستایی |
|-----------------------------|----------------------|-----------|-----------------------|
| کنترل شخصی                  | ۰/۷۹۴                |           |                       |
| رفاه ذهنی                   | ۰/۵۲                 | ۰/۷۵۵     |                       |
| احساس تعلق به زندگی روستایی | ۰/۴۷                 | ۰/۴۹      | ۰/۸۲۵                 |

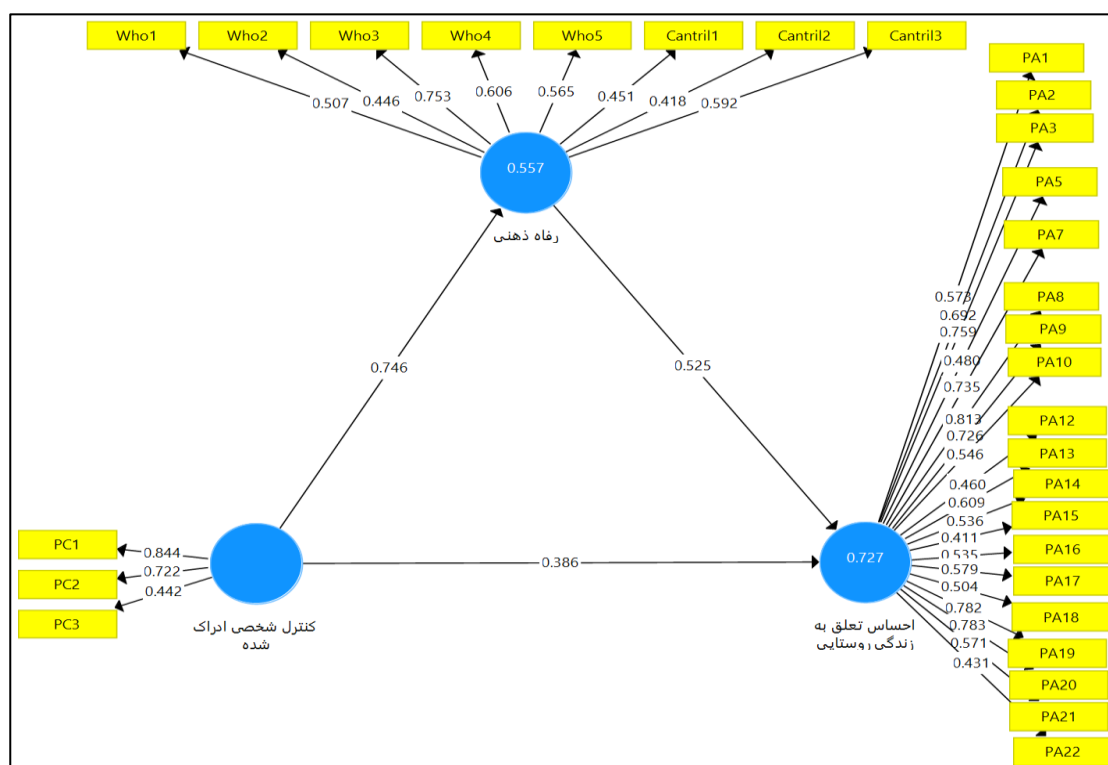
با توجه به داده‌های جدول ۵، جذر AVE هر سازه از ضرایب همبستگی آن با سایر سازه‌ها بزرگ‌تر است. این الگو نشان می‌دهد هر سازه واریانس بیشتری را در شاخص‌های خود نسبت به واریانس مشترک با سایر سازه‌ها تبیین می‌کند و تمایز مفهومی سازه‌های پژوهش حفظ شده است. برای اطمینان بیشتر از روایی واگرا، نسبت ناهمسان-همسان (Heterotrait-Monotrait Ratio: HTMT) نیز بررسی شد. مقادیر این شاخص برای جفت‌سازه‌های پژوهش در جدول ۶ ارائه شده است. همه مقادیر HTMT در جدول ۶ کمتر از آستانه محافظه‌کارانه ۰/۸۵ هستند؛ بنابراین، روایی واگرایی سازه‌ها تأیید می‌شود (Henseler et al., 2015). مقدار HTMT بین کنترل شخصی ادراک‌شده و رفاه ذهنی ۰/۶۳، بین رفاه ذهنی و احساس تعلق به زندگی روستایی ۰/۶۱ و بین کنترل شخصی ادراک‌شده و احساس تعلق به زندگی روستایی ۰/۵۸ است. کمترین مقدار HTMT مربوط به رابطه کنترل شخصی ادراک‌شده و احساس تعلق به زندگی روستایی و بیشترین مقدار مربوط به رابطه کنترل شخصی ادراک‌شده و رفاه ذهنی است. هر سه مقدار همچنان به‌وضوح پایین‌تر از آستانه ۰/۸۵ قرار دارند. همبستگی نظری کنترل شخصی و رفاه ذهنی نیز با نظریه خودتعیین‌گری دسی و رایان (Deci & Ryan, 2000) سازگار است، اما تفسیر آماری HTMT در این بخش صرفاً به ارزیابی تمایز سازه‌ها محدود می‌شود. در مجموع، نتایج معیارهای فورنل-لارکر و HTMT نشان داد سه سازه اصلی پژوهش، با وجود ارتباط نظری، از تمایز تجربی کافی برخوردارند. بر این اساس، مدل اندازه‌گیری از کیفیت لازم برای ورود به ارزیابی روابط ساختاری برخوردار بود (Hair et al., 2021).

جدول ۶- ماتریس HTMT

| سازه‌ها               | کنترل شخصی ادراک‌شده | رفاه ذهنی | تعلق به زندگی روستایی |
|-----------------------|----------------------|-----------|-----------------------|
| کنترل شخصی ادراک‌شده  |                      |           |                       |
| رفاه ذهنی             | ۰/۶۳                 |           |                       |
| تعلق به زندگی روستایی | ۰/۵۸                 | ۰/۶۱      |                       |

در مدل ساختاری (نگاره ۲)، مسیر کنترل شخصی ادراک‌شده به رفاه ذهنی با ضریب ۰/۷۴۶ قوی‌ترین مسیر بود. مسیر رفاه ذهنی به احساس تعلق به زندگی روستایی ضریب ۰/۵۲۵ و مسیر مستقیم کنترل شخصی ادراک‌شده به احساس تعلق به زندگی روستایی ضریب ۰/۳۸۶ داشت. جهت هر سه رابطه مثبت بود و معناداری آن‌ها با Bootstrapping ارزیابی شد. پس از تأیید مدل اندازه‌گیری، مدل ساختاری برای آزمون روابط فرض‌شده میان سه سازه پژوهش ارزیابی شد. ضرایب مسیر استاندارد، آماره  $t$  و سطح معناداری در جدول ۷ گزارش شده‌اند. بر اساس نتایج Bootstrapping، مسیر کنترل شخصی ادراک‌شده به رفاه ذهنی ( $\beta=0/525, t=3/042, P=0/002$ )، مسیر رفاه ذهنی به احساس تعلق به زندگی روستایی ( $\beta=0/746, t=17/539, P<0/001$ )، مسیر مستقیم کنترل شخصی ادراک‌شده به احساس تعلق به زندگی روستایی ( $\beta=0/386, t=2/036, P=0/042$ ) همگی مثبت و معنادار بودند.

برای بررسی نقش میانجی رفاه ذهنی در رابطه بین کنترل شخصی ادراک‌شده و احساس تعلق به زندگی روستایی، اثر غیرمستقیم و ویژه با روش Bootstrapping و ۵۰۰۰ بازنمونه‌گیری بررسی شد. بر اساس همان خروجی ساختاری که ضرایب مسیر ۰/۷۴۶ و ۰/۵۲۵ را گزارش می‌کند، اثر غیرمستقیم ویژه برابر با ۰/۳۹۱ گزارش شد؛ این مقدار با حاصل ضرب دو مسیر نیز سازگار است ( $0/392 \approx 0/525 \times 0/746$ )؛ اختلاف ناشی از گردکردن ضرایب است. اثر مستقیم کنترل شخصی ادراک‌شده بر احساس تعلق به زندگی روستایی ۰/۳۸۶ و اثر کل ۰/۷۷۷ بود. با توجه به معنادار بودن هم‌زمان اثر مستقیم و اثر غیرمستقیم در خروجی بوت‌استرپ، نقش میانجی رفاه ذهنی از نوع میانجی‌گری جزئی تأیید شد. آزمون سوبل و مقادیر ناسازگار ۰/۴۲ و ۰/۱۰ از نسخه حاضر حذف شدند تا کل تحلیل میانجی‌گری بر یک خروجی واحد Smartpls استوار باشد. در نتیجه، کنترل شخصی ادراک‌شده علاوه بر اثر مستقیم بر احساس تعلق به زندگی روستایی، بخش قابل‌توجهی از اثر خود را از مسیر ارتقای رفاه ذهنی منتقل می‌کند. ضرایب مسیر اصلی در جدول ۷ و خلاصه اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل در جدول ۸ ارائه شده‌اند.



جدول ۷- نتایج تحلیل میانجی‌گری رفاه ذهنی

| نوع اثر        | مسیر                                                           | $\beta$ | نتیجه                    |
|----------------|----------------------------------------------------------------|---------|--------------------------|
| مستقیم         | کنترل شخصی ادراک شده → احساس تعلق به زندگی روستایی             | ۰/۳۸۶   | معنادار                  |
| غیرمستقیم ویژه | کنترل شخصی ادراک شده → رفاه ذهنی → احساس تعلق به زندگی روستایی | ۰/۳۹۱   | معنادار؛ میانجی‌گری جزئی |
| کل             | کنترل شخصی ادراک شده → احساس تعلق به زندگی روستایی             | ۰/۷۷۷   | معنادار                  |

به منظور ارزیابی سهم نسبی سازه‌های پیش‌بین در تبیین واریانس سازه‌های درون‌زا، اندازه اثر  $f^2$  برای مسیرهای ساختاری بررسی شد. اندازه اثر کنترل شخصی ادراک‌شده بر رفاه ذهنی  $0/257$ ، اندازه اثر رفاه ذهنی بر احساس تعلق به زندگی روستایی  $0/448$  و اندازه اثر مستقیم کنترل شخصی ادراک‌شده بر احساس تعلق به زندگی روستایی  $0/242$  بود. بر اساس معیارهای متداول  $0/2$ ،  $0/15$  و  $0/35$  برای اثر کوچک، متوسط و بزرگ، دو اثر نخست بزرگ و اثر مستقیم کنترل شخصی بر تعلق در سطح متوسط قرار گرفت. همچنین، ضریب تعیین ( $R^2$ ) برای رفاه ذهنی  $0/557$  و برای احساس تعلق به زندگی روستایی  $0/727$  بود؛ بنابراین، کنترل شخصی ادراک‌شده  $55/7$  درصد از واریانس رفاه ذهنی و کنترل شخصی ادراک‌شده همراه با رفاه ذهنی  $72/7$  درصد از واریانس احساس تعلق به زندگی روستایی را تبیین کردند. مقادیر  $Q^2$  نیز به ترتیب  $0/34$  و  $0/45$  بود. خلاصه ضرایب مسیر، اندازه اثر،  $Q^2$  و  $R^2$  و نتیجه آزمون فرضیه‌ها در جدول ۸ ارائه شده است.

جدول ۸- ضرایب مسیر و نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

| مسیر                                     | P        | T      | B     | f <sup>2</sup> | تفسیر f <sup>2</sup> | R <sup>2</sup> | Q <sup>2</sup> | نتیجه |
|------------------------------------------|----------|--------|-------|----------------|----------------------|----------------|----------------|-------|
| کنترل شخصی → رفاه ذهنی                   | p < .۰۰۱ | ۱۷/۵۳۹ | ۰/۷۴۶ | ۱/۲۵۷          | بزرگ                 | ۰/۵۵۷          | ۰/۳۴           | تأیید |
| رفاه ذهنی → احساس تعلق به زندگی روستایی  | ۰/۰۰۲    | ۳/۰۴۲  | ۰/۵۲۵ | ۰/۴۴۸          | بزرگ                 | ۰/۷۲۷          | ۰/۴۵           | تأیید |
| کنترل شخصی → احساس تعلق به زندگی روستایی | ۰/۰۴۲    | ۲/۰۳۶  | ۰/۳۸۶ | ۰/۲۴۲          | متوسط                | ۰/۷۲۷          | ۰/۴۵           | تأیید |

بر پایه نتایج جدول ۸، مدل ساختاری از توان تبیینی و پیش‌بینی مناسبی برای سازه‌های درون‌زا برخوردار بود و هر سه مسیر فرض‌شده نیز معنادار گزارش شدند.

ضرایب مسیر نشان می‌دهند که کنترل شخصی قوی‌ترین پیش‌بینی‌کننده رفاه ذهنی است ( $\beta = 0/746$ ) این یافته با نظریه‌ی خودتعیین‌گری دسی و رایان (Deci & Ryan, 2000) هم‌سو است که بر نقش ارضای نیازهای بنیادین (خودمختاری و شایستگی) در تجربه‌ی عواطف مثبت تأکید دارد. مسیر رفاه ذهنی به تعلق مکانی ( $\beta = 0/525$ ) نیز با نظریه‌ی گسترش و ساخت عواطف مثبت فردریکسون (Fredrickson, 2001) همخوانی دارد که عواطف مثبت را مبنای گسترش منابع شناختی و اجتماعی می‌داند. مسیر مستقیم کنترل شخصی به تعلق مکانی ( $\beta = 0/386$ ) هرچند معنادار است، اما از دو مسیر دیگر ضعیف‌تر است که نشان می‌دهد بخش قابل‌توجهی از تأثیر کنترل شخصی بر تعلق مکانی از طریق رفاه ذهنی منتقل می‌شود.

برازش کلی مدل با شاخص‌های SRMR، d\_G1، d\_G2، NFI و RMS\_theta ارزیابی شد. مقدار SRMR کمتر از ۰/۰۸ معمولاً نشان‌دهنده برازش قابل‌قبول است (Hair et al., 2019; Henseler et al., 2015). نتایج شاخص‌های برازش در جدول ۹ ارائه شده‌اند. مقدار SRMR برابر با ۰/۰۵۶ و NFI برابر با ۰/۹۲ بود. همچنین RMS\_theta مقدار ۰/۰۹ داشت. این نتایج در مجموع از برازش قابل‌قبول مدل حمایت می‌کنند (Hair et al., 2021).

جدول ۹- خلاصه شاخص‌های برازش مدل

| RMS_theta   | NFI      | d_G2     | d_G1     | SRMR     | شاخص‌های برازش     |
|-------------|----------|----------|----------|----------|--------------------|
| $\leq 0/12$ | $> 0/90$ | $> 0/05$ | $> 0/05$ | $< 0/08$ | مقادیر استاندارد   |
| ۰/۰۹        | ۰/۹۲     | ۰/۴۹۳    | ۰/۳۵۶    | ۰/۰۵۶    | مقادیر به‌دست‌آمده |

نتایج نهایی نشان داد رفاه ذهنی در رابطه میان کنترل شخصی ادراک‌شده و احساس تعلق به زندگی روستایی نقش میانجی جزئی دارد: اثر مستقیم ۰/۳۸۶، اثر غیرمستقیم ویژه ۰/۳۹۱ و اثر کل ۰/۷۷۷ بود. این الگو نشان می‌دهد کنترل شخصی ادراک‌شده هم به‌صورت مستقیم و هم از مسیر رفاه ذهنی با احساس تعلق به زندگی روستایی ارتباط دارد. نتایج شاخص‌های برازش مدل ( $RMS\_theta=0/09$ ،  $NFI=0/92$ ،  $SRMR=0/056$ ) کفایت کلی مدل را تأیید کردند.

### نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهند که کنترل شخصی ادراک‌شده با هر دو متغیر رفاه ذهنی و احساس تعلق به زندگی روستایی رابطه مستقیم و مثبت دارد. به‌طوری‌که ضریب مسیر کنترل شخصی بر رفاه ذهنی برابر با ۰/۷۴۶ ( $p < 0/001$ ) و بر احساس تعلق به زندگی روستایی برابر با ۰/۳۸۶ ( $p = 0/042$ ) به‌دست آمد. همچنین رفاه ذهنی با ضریب مسیر ۰/۵۲۵ ( $p = 0/002$ ) بر احساس تعلق به زندگی روستایی تأثیر مثبت داشته است. افزون بر این، اثر غیرمستقیم ویژه کنترل شخصی ادراک‌شده از مسیر رفاه ذهنی ۰/۳۹۱ و اثر کل ۰/۷۷۷ بود؛ ازاین‌رو، میانجی‌گری جزئی رفاه ذهنی تأیید شد. این یافته‌ها با نتایج پژوهش‌های پیشین مانند سئو و همکاران (Seo et al., 2023) و اسمیت و گارسیا (Smith & Garcia, 2024) هم‌سو است که نشان داده‌اند احساس کنترل شخصی با افزایش رضایت از زندگی و عواطف مثبت، به تقویت دلبستگی مکانی می‌انجامد.

برخی مطالعات نشان داده‌اند که در بافت‌های روستایی دارای فشار مهاجرتی، عوامل ساختاری مانند محدودیت اشتغال، خشکسالی و دسترسی نابرابر به خدمات می‌توانند اثر منابع روان‌شناختی فردی را محدود کنند (Chen et al., 2024). ازاین‌رو، نتایج حاضر نباید به معنای کفایت مداخلات صرفاً روان‌شناختی تفسیر شود. کنترل شخصی ادراک‌شده و رفاه ذهنی باید در کنار بهبود فرصت‌های معیشتی، خدمات پایه و امکان مشارکت واقعی ساکنان در تصمیم‌گیری‌های محلی مورد توجه قرار گیرند.

در تفسیر این یافته‌ها باید توجه داشت که منابع روان‌شناختی فردی در خلأ عمل نمی‌کنند. محدودیت فرصت‌های اشتغال، فشارهای اقتصادی، تنش‌های محیطی و تفاوت در دسترسی به خدمات می‌توانند تجربه روزمره ساکنان روستایی را تحت تأثیر قرار دهند (اکبری و همکاران، ۱۴۰۰؛ فتح‌اللهی و جشن‌پرووکانی، ۱۴۰۲). ازاین‌رو، نتایج حاضر نباید به معنای کفایت مداخلات

صرفاً روان‌شناختی تفسیر شود. کنترل شخصی ادراک‌شده و رفاه ذهنی باید در کنار بهبود فرصت‌های معیشتی، خدمات پایه و امکان مشارکت واقعی ساکنان در تصمیم‌گیری‌های محلی مورد توجه قرار گیرند.

پژوهش حاضر با فراتر رفتن از نگاه صرفاً اقتصادی-کالبدی به توسعه روستایی نشان داد کنترل شخصی ادراک‌شده و رفاه ذهنی، در کنار یکدیگر، می‌توانند پیوند عاطفی و هویتی ساکنان با محیط روستایی را تقویت کنند.

این پژوهش با تلفیق سه سازه کنترل شخصی ادراک‌شده، رفاه ذهنی و احساس تعلق به زندگی روستایی در یک مدل میانجی، چگونگی پیوند منابع روان‌شناختی فردی با پیامدهای اجتماعی-مکانی را توضیح می‌دهد. نتایج نشان داد احساس کنترل بر زندگی هم اثر مستقیم بر احساس تعلق به زندگی روستایی دارد و هم بخشی از این اثر را از طریق ارتقای رفاه ذهنی منتقل می‌کند. با این حال، به دلیل ماهیت مقطعی مطالعه، ضرایب مسیر باید به عنوان شواهد سازگار با جهت روابط نظری و نه اثبات قطعی علت تفسیر شوند.

از منظر کاربردی، این نتیجه دلالت روشنی برای سیاست‌گذاری دارد: توسعه روستایی پایدار، بدون توجه همزمان به «عاملیت فردی» و «بهزیستی روانی» ساکنان، ناقص و ناپایدار خواهد بود. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاری صرف در زیرساخت‌ها و معیشت، در صورتی که با احساس ناتوانی و بی‌کنترلی افراد همراه باشد، نمی‌تواند دلبستگی و ماندگاری جمعیت را تضمین کند؛ بنابراین، پیشنهاد اصلی این پژوهش، یکپارچه‌سازی رویکردهای روان‌شناختی-اجتماعی با برنامه‌ریزی فضایی-اقتصادی است تا ضمن توانمندسازی ذهنی روستاییان، احساس تعلق و مسئولیت‌پذیری آنان نسبت به محیط زندگی‌شان نیز ارتقا یابد.

دست‌اندرکاران توسعه روستایی و شوراهای اسلامی روستا می‌توانند با طراحی برنامه‌هایی که احساس کنترل، مشارکت و عاملیت ساکنان را افزایش می‌دهد، نه تنها به ارتقای رفاه فردی آنان کمک کنند، بلکه به شکل غیرمستقیم احساس تعلق و وابستگی آن‌ها به روستا را تقویت نمایند. این امر می‌تواند به کاهش مهاجرت به شهرها و پایداری اجتماعی-جمعیتی مناطق روستایی بینجامد. با آگاهی از اینکه احساس کنترل شخصی (که می‌تواند از طریق توانمندسازی اقتصادی و اجتماعی افزایش یابد) به احساس تعلق به زندگی روستایی منجر می‌شود، می‌توان برنامه‌های تشکیل گروه‌های خودیار، تعاونی‌های محلی و توسعه کسب‌وکارهای کوچک را با هدف دوگانه اقتصادی و روان‌شناختی-اجتماعی پیش برد. این اقدامات همزمان عاملیت فردی و پیوند جمعی را تقویت می‌کند. از طرفی مدیران سازمان میراث فرهنگی، صنایع دستی و گردشگری می‌توانند با درگیر کردن فعالان روستاییان در طراحی، اجرا و بهره‌برداری از پروژه‌های گردشگری (مانند اقامتگاه‌های بوم‌گردی)، احساس کنترل و مالکیت روان‌شناختی آنان را افزایش دهند. این کار نه تنها رفاه ذهنی میزبانان را بهبود می‌بخشد، بلکه تعلق عمیق‌تر آن‌ها به روستا را سبب شده و به ارائه تجربه‌های اصیل‌تر و پایدارتر به گردشگران منجر می‌شود. همچنین یافته‌های این پژوهش می‌تواند مبنای طراحی شاخص‌های ترکیبی روان‌شناختی-اجتماعی برای پایش سلامت اجتماعی روستایی قرار گیرد.

در نهایت، این تحقیق نشان می‌دهد که احساس تعلق به روستا، برساختی چندبعدی است که با تقویت همزمان کنترل ادراک‌شده (از طریق مشارکت در تصمیم‌سازی) و رفاه ذهنی (از طریق حمایت‌های روانی-اجتماعی) به بهترین شکل ممکن افزایش می‌یابد. از این رو، توصیه می‌شود در ارزیابی‌های توسعه روستایی، شاخص‌های روان‌شناختی در کنار شاخص‌های عینی قرار گیرند و پژوهش‌های آتی با بررسی متغیرهای تعدیل‌گر مانند سرمایه اجتماعی و تاب‌آوری، به غنای بیشتر این مدل بیفزایند. با این حال، ماهیت مقطعی پژوهش و محدود بودن نمونه به شهرستان کرمانشاه، تعمیم‌پذیری یافته‌ها را محدود می‌سازد. انجام مطالعات طولی در مناطق مختلف کشور و بررسی نقش متغیرهای تعدیل‌گر مانند سرمایه اجتماعی و حمایت نهادی پیشنهاد می‌شود. در سطح سیاست‌گذاری نیز طراحی سامانه‌های پایش دوره‌ای وضعیت کنترل شخصی، رفاه ذهنی و احساس تعلق به زندگی روستایی در سطح روستاها و اجرای برنامه‌های هدفمند توانمندسازی برای گروه‌های آسیب‌پذیر، می‌تواند به کاهش نابرابری‌های درون‌گروهی و افزایش پایداری اجتماعی سکونتگاه‌های روستایی کمک کند.

بر اساس یافته‌های پژوهش، پیشنهاد‌های زیر در راستای تقویت کنترل شخصی، رفاه ذهنی و احساس تعلق به زندگی روستایی در مناطق روستایی ارائه می‌شود:

۱. توانمندسازی روان‌شناختی ساکنان: برگزاری کارگاه‌های مهارت‌های زندگی (مدیریت استرس، حل مسئله و هدف‌گذاری) در سطح روستاها توسط خانه‌های بهداشت یا دهیاری‌ها برای افزایش احساس کنترل شخصی.

۲. مشارکت‌دهی در تصمیم‌گیری‌های محلی: واگذاری اختیار واقعی به شوراهای روستایی در مدیریت بودجه و اولویت‌بندی پروژه‌های محلی برای تقویت تجربه اثربخشی و عاملیت.
۳. بهبود زیرساخت‌های اقتصادی و دسترسی: ایجاد فرصت‌های درآمدی پایدار از طریق حمایت از مشاغل خرد روستایی و بهبود حمل‌ونقل عمومی برای کاهش احساس محدودیت و انزوا.
۴. پایش دوره‌ای وضعیت روان‌شناختی: استقرار سامانه پایش هر دو سال یک‌بار با استفاده از پرسشنامه‌های استاندارد کنترل شخصی، رفاه ذهنی و احساس تعلق به زندگی روستایی در سطح دهیاری‌ها برای شناسایی گروه‌های آسیب‌پذیر و مداخله هدفمند.
۵. تقویت هویت جمعی و آیین‌های محلی: برگزاری منظم آیین‌ها، جشنواره‌های محلی و پروژه‌های مشارکتی (مانند زیباسازی روستا) برای تقویت احساس تعلق و افتخار به محیط زندگی.
- اگرچه پژوهش نشان داد که نقش واسطه‌ای رفاه ذهنی در رابطه بین کنترل شخصی و احساس تعلق به زندگی روستایی از قدرت مطلق برخوردار نیست، اما به‌طور قاطع بر وجود ارتباط سیستماتیک بین این سه سازه کلیدی در بافت روستایی صحنه می‌گذارد. دستاورد اصلی آن، فراهم آوردن پشتوانه تجربی محکم برای طراحی برنامه‌های توسعه روستایی است که ابعاد روان‌شناختی تجربه سکونت را در کنار ابعاد اقتصادی و کالبدی به رسمیت می‌شناسد.

### سپاسگزاری

نویسندگان از تمامی مشاوران علمی، همکاران و به‌ویژه شرکت‌کنندگانی که در انجام این پژوهش یاری‌رسان بودند، صمیمانه قدردانی می‌کنند.

### منابع

- اکبری، م.، نادری، س.، و محمدی، ع. (۱۴۰۰). بررسی رابطه بین تنش‌های محیطی و سلامت روان کشاورزان: مطالعه موردی در مناطق روستایی ایران. *رفاه اجتماعی*، دوره ۲۱، شماره ۳، صص ۶۷-۹۰. <https://doi.org/10.32598/refahj.21.3.67>
- البرزی، ر.، شیخ‌بیگلر، ر.، و اکبریان رونیزی، س.ر. (۱۴۰۲). رفاه ذهنی و وفاداری به مکان در نواحی روستایی. *رفاه اجتماعی*، دوره ۲۳، شماره ۸۸، صص ۳۰۰-۲۵۱. <https://doi.org/10.32598/refahj.23.88.539.5>
- ایمانی، ب.، و کرم‌زاده، ت. (۱۴۰۵). بررسی عوامل پیش‌برنده و بازدارنده کیفیت زندگی در مناطق روستایی (مطالعه موردی: روستاهای بخش مرکزی شهرستان آستارا). *مطالعات جغرافیایی نواحی ساحلی*، دوره ۷، شماره ۱، صص ۸۰-۶۱.
- بخشی، م.ر.، فلکی، م.، و پیرداده بیرانوند، ک. (۱۴۰۰). تحلیل وضعیت رفاه ذهنی روستاییان در شهرستان کوه‌دشت. *پژوهش‌های روستایی*، دوره ۱۲، شماره ۳، صص ۴۸۲-۵۰۱. <https://doi.org/10.22059/jrur.2021.317430.1606>
- حبیب‌زاده کوزه‌کنانی، س.ج.، عبدالله‌زاده طرف، ا.، ستاری ساربانقلی، ح.، و پاکدل‌فرد، م.ر. (۱۴۰۳). بررسی تأثیر کیفیت مؤلفه‌های مدل مکان پایدار در میزان حس تعلق ساکنین خانه‌های روستایی نواحی جلگه‌ای (مورد مطالعه: ناحیه جلگه‌ای شهرستان تالش). *مطالعات جغرافیایی نواحی ساحلی*، دوره ۵، شماره ۴، صص ۷۸-۵۷.
- سواری، م.، و برفی‌زاده، ل. (۱۴۰۰). تحلیل اثرات سرمایه اجتماعی بر حس تعلق مکانی خانوارهای روستایی در شرایط خشکسالی در شهرستان دورود. *پژوهش‌های روستایی*، دوره ۱۲، شماره ۳، صص ۴۸۱-۴۶۴. <https://doi.org/10.22059/jrur.2021.320835.1630>
- شهبازین، س. (۱۴۰۲). تحلیل تأثیر مهاجرت بر نوسانات نرخ رشد جمعیت (مطالعه موردی: استان کرمانشاه). *چشم‌انداز شهرهای آینده*، دوره ۴، شماره ۴، صص ۹۷-۱۱۳. <https://doi.org/10.61186/jvfc.4.4.1>
- صفاری‌نیا، م. (۱۳۹۰). *پرسشنامه تعلق مکانی در جوامع روستایی*. تهران: انتشارات ارجمند.
- عرب، س.، صادقلو، ت.، و شایان، ح. (۱۴۰۳). بررسی و تحلیل میزان احساس تعلق مکانی و عوامل مؤثر بر آن در نواحی روستایی (منطقه مورد مطالعه: روستاهای دهستان شوسف، شهرستان نهبندان). *مجله جغرافیا و برنامه‌ریزی*، دوره ۲۸، شماره ۸۸، صص ۳۹۶-۳۷۸. <https://doi.org/10.22034/gp.2023.54637.3075>

- عرب‌مازار، ع.، و رضوانی، م. ر. (۱۳۹۹). تحلیل روند و پیامدهای اجتماعی-فضایی مهاجرت روستا به شهر در ایران. *جغرافیا و برنامه‌ریزی*، دوره ۲۴، شماره ۷۷، صص ۲۴-۱.
- فتح‌اللهی، ج. و جشن‌پروانی، خ. (۱۴۰۲). بررسی علل مهاجرت معکوس از نقاط شهری به روستایی در شهرستان کرمانشاه. *جغرافیا و توسعه ناحیه‌ای*، دوره ۲۱، شماره ۱، صص ۲۶۰-۲۳۵. <https://doi.org/10.22067/jgrd.2023.78989.1195>
- مرکز آمار ایران. (۱۴۰۰). چکیده نتایج طرح آمارگیری نیروی کار در سال ۱۴۰۰. تهران: مرکز آمار ایران. قابل دسترسی در آدرس اینترنتی: [www.amar.org.ir](http://www.amar.org.ir)
- نیازی، م.، جعفری، ح.، و علیزاده، ک. (۱۴۰۲). آشکارسازی انگیزه‌های پنهان روستاییان در زمینه مهاجرت (مطالعه موردی: روستاهای شهرستان خوسف). *روستا و توسعه پایدار فضا*، دوره ۴، شماره ۱، صص ۱۵۲-۱۳۹. <https://doi.org/10.22077/vssd.2022.5437.1117>
- Cantril, H. (1965). *The pattern of human concerns*. Rutgers University Press.
- Chang, X., Zhang, Y., and Lee, C. (2018). The impact of perceived personal control on stress reduction and rural attachment among women. *Journal of Rural Studies*, 45(2), 145-156.
- Chen, J. J., Liu, L. F., and Chen, S. M. (2024). The role of place attachment in the relationship between attitudes toward aging and subjective well-being among community-dwelling older adults in Taiwan. *Healthcare*, 12(10), 981. <https://doi.org/10.3390/healthcare12100981>
- Chen, L., and Zhang, Y. (2023). Perceived personal control and place attachment: Psychological mechanisms in rural communities. *Journal of Environmental Psychology*, 88, 101926. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2023.101926>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Corcoran, R., Ujhelyi Gomez, K., Simpson, G., and Goodall, M. (2023). The wellbeing in place perceptions scale: Structure, validity, reliability, and correlates during COVID times. *International Journal of Community Well-Being*, 6(3), 1-20. <https://doi.org/10.1007/s42413-022-00185-3>
- Deci, E. L., and Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227-268.
- Fredrickson, B. L. (2001). The role of positive emotions in positive psychology: The broaden-and-build theory of positive emotions. *American Psychologist*, 56(3), 218-226.
- Greenaway, K. H., Haslam, S. A., Cruwys, T., Branscombe, N. R., Ysseldyk, R., and Heldreth, C. (2015). From "we" to "me": Group identification enhances perceived personal control with consequences for health and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 109(1), 53-74. <https://doi.org/10.1037/pspi0000019>
- Hair, J. F., Astrachan, C. B., Moisesescu, O. I., Radomir, L., Sarstedt, M., Vaithilingam, S., and Ringle, C. M. (2021). Executing and interpreting applications of PLS-SEM: Updates for family business researchers. *Journal of Family Business Strategy*, 12(1), 100392.
- Hair, J. F., Howard, M. C., and Nitzl, C. (2020). Assessing measurement model quality in PLS-SEM using confirmatory composite analysis. *Journal of Business Research*, 109, 101-110.
- Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., and Sarstedt, M. (2017). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)* (2nd ed.). SAGE Publications.
- Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., Sarstedt, M., Danks, N. P., and Ray, S. (2022). *Partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM) using R: A workbook*. Springer.
- Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M., and Ringle, C. M. (2019b). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European Business Review*, 31(1), 2-24. <https://doi.org/10.1108/EBR-11-2018-0203>
- Henseler, J., Ringle, C. M., and Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135.
- Krejcie, R. V., and Morgan, D. W. (1970). Determining sample size for research activities. *Educational and Psychological Measurement*, 30(3), 607-610.
- Lazarus, R. S., and Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer.
- Proshansky, H. M. (1978). The city and self-identity. *Environment and Behavior*, 10(2), 147-169.

- Seo, H., Kim, J., and Lee, S. (2023). The role of perceived personal control and self-regulation in well-being and place attachment. *Journal of Environmental Psychology*, 86, 101902. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2023.101902>
- Smith, J. A., and Garcia, M. L. (2024). The mediating role of well-being in the relationship between perceived control and place attachment. *Journal of Environmental Psychology*, 95, 102114. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2024.102114>
- Topp, C. W., Østergaard, S. D., Søndergaard, S., and Bech, P. (2015). The WHO-5 wellbeing index: A systematic review of the literature. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 84(3), 167-176. <https://doi.org/10.1159/000376585>