Environmental Education and Sustainable Development *Open Access*

2026, 14(3): 71-92
DOI: 10.30473/EE.2026.74206.2830

ORIGINAL ARTICLE

The Role of Social Well-Being in Enhancing Environmental Behaviors Among Citizens Aged 18 Over in Isfahan

***Azimeh Al-Sadat Abdollahi[1], Hassanreza Yousefvand[2], Mahmoudreza Shahsavari[3]**

1. Assistant Professor, Department of Sociology, Faculty of Law and Social Sciences, Payame Noor University Tehran, Iran
2. Assistant Professor, Department of Sociology, Faculty of Law and Social Sciences, Payame Noor University Tehran, Iran
3. Assistant Professor, Department of Sociology, Faculty of Law and Social Sciences, Payame Noor University Tehran, Iran

Correspondence:
Azimeh Al-Sadat Abdollahi
Email: a_abdelahi@pnu.ac.ir

Received: 28.Nov.2025
Received in revised form: 30.Jan.2026
Accepted: 21.Feb.2025

ABSTRACT

This study examines the relationship between social well-being and environmental behaviors among citizens over 18 years old in Isfahan, Iran, a city confronting severe environmental issues, including the Zayandeh Rud drought, air pollution, and excessive waste production. Employing a quantitative survey method, data were collected from 400 participants using standardized questionnaires by Keyes (1998) for social well-being and Schultz (2001) for environmental behaviors, both tailored to the Iranian context. The target population, approximately 1.6 million adults in Isfahan in 2024, was sampled via a multi-stage cluster sampling approach to ensure demographic and geographic diversity. Structural equation modeling (SEM) analysis demonstrated that social well-being, comprising social cohesion (β=0.59), social trust (β=0.71), social support (β=0.74), and sense of belonging (β=0.42), significantly predicts environmental behaviors, categorized as responsible (e.g., recycling), collective (e.g., community cleanups), preventive (e.g., energy conservation), and sustainable (e.g., public transport use). Social support emerged as the most potent predictor, driving behaviors like water conservation and waste reduction by fostering emotional and practical encouragement. Social trust also played a critical role, enhancing confidence in institutions and neighbors, thus promoting compliance with environmental policies. Social cohesion and sense of belonging further supported collective and sustainable actions, respectively, by strengthening community ties and emotional attachment to the local environment. The model explained 90% of the variance in environmental behaviors, aligning with theories of social capital (Putnam, 2000), social trust (Fukuyama, 1995), place attachment (Scannell & Gifford, 2010), and planned behavior (Ajzen, 1991). Indirect effects highlighted the mediating roles of social support (42.18%) and sense of belonging (19.32%), amplifying the influence of social cohesion and trust. These findings underscore that robust social networks and institutional trust are vital for fostering sustainable practices in urban settings like Isfahan. The study proposes policy interventions, including enhancing institutional transparency through regular environmental reports, establishing local networks for recycling and sustainability education, and launching cultural campaigns, such as annual Zayandeh Rud festivals, to boost community engagement and environmental stewardship. Limitations include the reliance on quantitative data, which may overlook cultural or motivational nuances, and the lack of intra-city geographical analysis. Future research should integrate qualitative approaches, such as in-depth interviews, and conduct comparative studies with cities like Tehran or Yazd to enhance generalizability. This study highlights the critical role of social well-being in promoting environmental behaviors, offering a comprehensive framework for urban policymakers to address Isfahan's environmental challenges through socially driven strategies, with potential applicability to other cities facing similar issues.

KEYWORDS

Social Well-Being, Environmental Behavior, Social Cohesion, Social Trust.

How to cite:
Abdollahi, A., Yousefvand, H., & Shahsavari, M., (2026). The Role of Social Well-Being in Enhancing Environmental Behaviors Among Citizens Aged 18 Over in Isfahan. Journal of Environmental Education and Sustainable Development, 14(3), 71-92.
(DOI: 10.30473/EE.2026.74206.2830)

Copyright © 2026 The Authors. Published by Payame Noor University
This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Introduction

Environmental behavior constitutes one of the foundational pillars for realizing sustainable urban development worldwide. These behaviors include a wide spectrum of individual and collective actions such as minimizing waste generation, prioritizing public transportation, engaging in household and community recycling programs, conserving energy and water resources, and actively participating in environmental conservation initiatives. Collectively, such actions demonstrate a citizen's commitment to safeguarding natural ecosystems, reducing anthropogenic pressure on finite resources, and mitigating long-term ecological degradation (Dunlap & Jones, 2002). In rapidly urbanizing societies, especially those facing acute resource scarcity and pollution, promoting these behaviors becomes not merely desirable but essential for maintaining quality of life and intergenerational equity.

The city of Isfahan, one of Iran's historic and densely populated metropolises, exemplifies a context where environmental pressures have reached critical levels. Since 1390 (2011), prolonged drought has virtually dried up the Zayandeh Rud River — the city's historic lifeline — severely restricting access to surface water. Air quality frequently reaches unhealthy levels on more than 40 percent of days annually (Environmental Organization, 2022). Municipal data indicate daily solid waste production exceeding 1,200 tons, with per capita generation around 600 grams — figures that reflect unsustainable consumption patterns. Per capita domestic water use stands at approximately 150 liters per day, roughly 20 percent above the global average (Isfahan Water and Wastewater Company, 2022). These intertwined crises highlight the urgent need for behavioral transformation at the citizen level, as top-down policies alone have proven insufficient to reverse degradation trends.

Social well-being — conceptualized as individuals' subjective evaluation of their integration into society through dimensions of social cohesion, trust, perceived support, and sense of belonging (Keyes, 1998) — offers a promising yet understudied pathway for fostering environmentally responsible behavior. Persons who experience strong social bonds, mutual trust, reliable support networks, and deep emotional attachment to their community and place are more inclined to internalize collective responsibilities, including environmental stewardship (Pretty et al., 2007). Despite growing international literature linking social factors to green behaviors, Iranian research — particularly localized studies in ecologically stressed cities like Isfahan — has largely emphasized economic incentives, knowledge levels, or attitudinal variables, leaving the explanatory power of social well-being relatively unexplored.

This gap is especially salient in Isfahan, where historical-cultural identity tied to the Zayandeh Rud and traditional communal water management systems could, in theory, be mobilized to strengthen place-based environmental commitment. The present study therefore addresses two core research questions:

To what extent and in what manner does social well-being influence environmental behaviors among adult citizens of Isfahan?

Which specific dimension of social well-being (cohesion, trust, support, or belonging) exerts the strongest predictive effect on different types of environmental behavior?

Five directional hypotheses were tested, positing positive associations between each social well-being dimension and overall/sub-dimensions of environmental behavior. The theoretical foundation integrates multiple complementary frameworks: Putnam's (2000) social capital theory (emphasizing networks and norms of reciprocity), Fukuyama's (1995) trust-based cooperation model, Durkheim's (1893) cohesion and solidarity perspective, Olson's (1965) collective action logic, Cohen & Wills' (1985) social support buffering hypothesis, Bandura's (1997) self-efficacy theory, Scannell & Gifford's (2010) place attachment model, Tajfel & Turner's (1979) social identity approach, Ajzen's (1991) theory of planned behavior, and Cialdini's (2003) social norms framework. Together, these theories provide a robust lens for understanding how relational and perceptual social factors can drive environmentally responsible action in a crisis-prone urban setting.

Methodology

The research adopted a quantitative cross-sectional survey design. Two validated instruments were employed for data collection:

1. Social Well-Being Scale — adapted from Keyes (1998), comprising 20 items distributed equally across four subscales (5 items each): social cohesion, social trust, social support, and sense of belonging. Items were rated on a 5-point Likert scale (1 = strongly disagree to 5 = strongly agree). Total scores ranged from 20 to 100.
2. Environmental Behavior Scale — based on Schultz (2001) with cultural adaptations for the Iranian context, consisting of 24 items

equally divided among four subscales: responsible behavior, collective behavior, preventive behavior, and sustainable behavior (6 items each). Likert-scale scoring yielded total scores between 24 and 120.

Both instruments underwent rigorous validation. Content and face validity were confirmed by a panel of ten experts in social psychology, environmental sociology, and urban studies. Construct validity was assessed via confirmatory factor analysis (CFA) in AMOS, yielding acceptable fit indices (CFI > 0.90, RMSEA < 0.08). Internal consistency was excellent: Cronbach's $\alpha = 0.89$ overall for social well-being (subscales 0.83–0.87) and 0.91 for environmental behavior (subscales 0.86–0.89).

The target population included all Isfahan residents aged 18 and older (estimated at approximately 1.6 million in 1403 based on updated census projections). Sample size was determined using Cochran's formula for infinite populations ($z = 1.96$, $p = 0.5$, $d = 0.05$), yielding $n = 384$; accounting for potential non-response, 422 questionnaires were distributed. The final analyzed sample comprised 400 valid responses after excluding incomplete forms (>10% missing data).

Multi-stage cluster sampling ensured geographic representativeness: the city was divided into five main zones (north, south, east, west, center); two neighborhoods were randomly selected per zone (10 total); households were randomly chosen within each neighborhood, and one eligible adult per household participated. Fieldwork was conducted from October to December 1403 by three trained enumerators following strict ethical protocols (informed consent, anonymity, voluntary withdrawal). Each interview lasted approximately 20 minutes. A demographic sheet captured gender, marital status, education, income, and age.

Data were analyzed using SPSS v.26 for descriptive statistics, independent t-tests, one-way ANOVA, and Kolmogorov-Smirnov normality checks, and AMOS v.24 for CFA and SEM. Model fit was evaluated using multiple indices ($\chi^2/df < 3$, CFI > 0.90, TLI > 0.90, RMSEA < 0.08). The significance level was $\alpha = 0.05$. Common method bias was assessed via Harman's single-factor test.

Results

The sample was balanced in gender (51% female, 49% male), predominantly married (69.2%), with the largest educational group holding diploma or associate degrees (38.6%). Income distribution peaked in the 600,000–800,000 IRR daily bracket (33.8%).

One-way ANOVA revealed highly significant socioeconomic status effects across all four environmental behavior dimensions ($p=0.000$ for each; F-values ranging from 5.782 to 11.073). Post-hoc comparisons showed a clear gradient: higher SES groups consistently reported stronger behaviors (e.g., responsible behavior means: 4.53 high vs. 3.17 low SES).

Age group differences were significant for responsible ($F=4.354$, $p=0.002$), collective ($F=6.952$, $p=0.000$), and preventive behaviors ($F=3.721$, $p=0.006$), but not sustainable behavior ($F=2.167$, $p=0.073$). Older adults (51+) scored highest in the three significant dimensions.

Independent t-tests indicated no significant differences by marital status across any behavioral dimension (all $p>0.40$).

SEM results confirmed strong structural relationships. Direct path coefficients were:

- Social cohesion → environmental behavior: $\beta=0.59$ ($p<0.001$)
- Social trust → environmental behavior: $\beta=0.71$ ($p<0.001$)
- Social support → environmental behavior: $\beta=0.74$ ($p<0.001$; strongest)
- Sense of belonging → environmental behavior: $\beta=0.42$ ($p<0.001$)

Notable indirect paths included cohesion → support → behavior (indirect effect=0.4218) and trust → belonging → behavior (0.1932). Overall model fit was excellent (CMIN/df=1.62, RMSEA=0.045, CFI=0.965, TLI=0.957). The model explained 90% of variance in environmental behavior ($R^2=0.90$). Harman's test indicated minimal common method variance (first factor explained only 38% of total variance).

Factor loadings were generally strong (>0.50 threshold in most cases), with preventive behavior showing the highest loading on the latent environmental behavior construct (0.71).

DISCUSSION

The exceptionally high explanatory power ($R^2=0.90$) underscores the pivotal role of social well-being in shaping environmental conduct in Isfahan. Social support's dominant effect ($\beta=0.74$) aligns closely with theoretical expectations (Cohen & Wills, 1985; Bandura, 1997) that perceived availability of emotional, informational, and instrumental aid lowers perceived costs and boosts self-efficacy for preventive actions (e.g., energy conservation, waste sorting). In a resource-constrained urban environment, supportive networks likely buffer economic and psychological barriers to sustainable choices.

Social trust ($\beta=0.71$) ranked second, corroborating Fukuyama (1995) and cross-national

findings (Zhang & Liu, 2021). Trust in institutions, neighbors, and information sources appears crucial for accepting environmental messaging and complying with collective norms (e.g., water rationing, anti-pollution measures).

Social cohesion (β=0.59) and sense of belonging (β=0.42) exerted meaningful, though comparatively weaker, direct influences, consistent with Durkheim (1893), Olson (1965), Scannell & Gifford (2010), and Tajfel & Turner (1979). Cohesion facilitates collective behaviors (communal clean-ups, tree-planting), while belonging fosters long-term commitment to place-protective actions (safeguarding cultural-natural heritage such as the Zayandeh Rud).

Compared with international coefficients (typically 0.58–0.72), the present estimates are comparable to or higher than those values, possibly reflecting heightened environmental salience in Isfahan that amplifies social factors' motivational power. Domestic studies (e.g., Salehi et al., various years) report lower coefficients in rural or less-crisis contexts, suggesting urban ecological stress may intensify social predictors.

Demographic patterns reinforce structural influences: higher SES enables resource-intensive behaviors (e.g., purchasing green products), while older adults — potentially more rooted in community norms — exhibit stronger responsible, collective, and preventive tendencies. The lack of marital status effect implies environmental responsibility operates relatively independently of family structure.

Caution is warranted regarding the high R^2 value. Although Harman's test ruled out severe common method bias, cross-sectional self-report designs inherently limit causal inference and may inflate associations due to social desirability or consistency motives.

Conclusions

This study demonstrates that social well-being is a powerful, multifaceted predictor of environmental behavior among Isfahan's adult population, accounting for 90% of behavioral variance — with social support as the most influential dimension. These findings strongly support theoretical integration of relational and perceptual social constructs into models of pro-environmental action and highlight their practical relevance in ecologically vulnerable urban settings.

Key theoretical implications include the validation of hybrid frameworks combining social capital, trust, support, place attachment, and norm-based theories for explaining behavior in non-Western, crisis-affected contexts. Practically, results advocate targeted interventions: (1) institutional transparency initiatives (regular public reporting on water/air quality); (2) community-based support networks (neighborhood environmental committees, peer education); (3) culturally resonant campaigns (festivals celebrating Zayandeh-Rood heritage, collective tree-planting events); and (4) cost-reduction policies (subsidies for solar panels, accessible recycling infrastructure).

Limitations include: cross-sectional design precluding temporal/causal conclusions; reliance on self-reports susceptible to bias; absence of qualitative data limiting insight into motivational nuances; and neglect of intra-city socio-cultural heterogeneity and infrastructural constraints.

Future research should adopt longitudinal and mixed-methods designs, conduct comparative analyses across Iranian cities (e.g., Tehran, Shiraz, Yazd), and investigate mediating/moderating roles of economic barriers, policy trust, and media exposure.

ACKNOWLEDGMENT

The authors sincerely thank all participants, field enumerators, and academic colleagues who facilitated this research.

CONFLICT OF INTEREST

The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this manuscript.

آموزش محیط‌زیست و توسعه پایدار

سال چهاردهم، شماره سوم، ۱۴۰۵ (۷۱-۹۲)

DOI: 10.30473/EE.2026.74206.2830

«مقاله پژوهشی»

نقش بهزیستی اجتماعی در تقویت رفتارهای زیست‌محیطی شهروندان بالای ۱۸ سال شهر اصفهان

*عظیمه السادات عبداللهی[۱]، حسن‌رضا یوسفوند[۲]، محمودرضا شاهسواری[۳]

۱. استادیار، گروه جامعه‌شناسی، دانشکده حقوق و علوم اجتماعی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران
۲. استادیار، گروه جامعه‌شناسی، دانشکده حقوق و علوم اجتماعی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران
۳. استادیار، گروه جامعه‌شناسی، دانشکده حقوق و علوم اجتماعی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران

نویسنده مسئول:
عظیمه السادات عبداللهی
رایانامه: a_abdelahi@pnu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۹/۰۷
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۱۱/۱۰
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۲/۰۲

استناد به این مقاله:
عبداللهی، عظیمه‌السادات. یوسفوند، حسن‌رضا. و شاهسواری، محمودرضا. (۱۴۰۵). نقش بهزیستی اجتماعی در تقویت رفتارهای زیست‌محیطی شهروندان بالای ۱۸ سال شهر اصفهان، فصلنامه علمی آموزش محیط زیست و توسعه پایدار، ۱۴(۳)، ۷۱-۹۲.
(DOI: 10.30473/EE.2026.74206.2830)

چکیده

این پژوهش با هدف بررسی رابطه میان بهزیستی اجتماعی و رفتارهای زیست‌محیطی در میان شهروندان بالای ۱۸ سال شهر اصفهان انجام شده است. با استفاده از رویکرد کمی و روش پیمایشی، داده‌ها از ۴۰۰ نفر از طریق پرسشنامه‌های استاندارد کیز (۱۹۹۸) و شولتز (۲۰۰۱) جمع‌آوری شدند. جامعه آماری ساکنان بالای ۱۸ سال اصفهان در سال ۱۴۰۳ بود که با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. یافته‌ها نشان داد که بهزیستی اجتماعی، شامل انسجام اجتماعی (۰/۵۹)، اعتماد اجتماعی (۰/۷۱)، حمایت اجتماعی (۰/۷۴) و احساس تعلق (۰/۴۲)، تأثیر معنی‌داری بر رفتارهای زیست‌محیطی (مسئولانه، جمعی، پیش‌گیرانه و پایدار) دارد. مدل معادلات ساختاری (SEM) نشان داد که ۹۰ درصد از واریانس رفتار زیست‌محیطی توسط این متغیرها توضیح داده می‌شود. نتایج با نظریه‌های سرمایه اجتماعی، اعتماد اجتماعی، و دلبستگی مکانی هم‌راستا بود و نقش حمایت اجتماعی به‌عنوان قوی‌ترین پیش‌بین تأیید شد. این مطالعه پیشنهاد می‌کند که تقویت بهزیستی اجتماعی از طریق شفافیت نهادی، شبکه‌های محلی، و کمپین‌های فرهنگی می‌تواند رفتارهای پایدار را در شهرهایی با چالش‌های زیست‌محیطی مانند اصفهان ترویج دهد. محدودیت‌هایی نظیر تکیه بر داده‌های کمی و عدم بررسی عوامل کیفی نیز مطرح شدند.

واژه‌های کلیدی

بهزیستی اجتماعی، رفتار زیست‌محیطی، انسجام اجتماعی، اعتماد اجتماعی.

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. ۱۴۰۵ ©. ناشر این مقاله، دانشگاه پیام نور است.
این مقاله تحت گواهی زیر منتشرشده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.
Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

مقدمه

رفتار محیط‌زیستی شهروندان به‌عنوان متغیر وابسته در این پژوهش، یکی از مؤلفه‌های کلیدی دستیابی به توسعه پایدار در جوامع شهری محسوب می‌شود که شامل اقداماتی نظیر کاهش تولید زباله، استفاده از حمل‌ونقل عمومی، بازیافت، و مشارکت در فعالیت‌های حفاظت از محیط‌زیست است و نشان‌دهنده تعهد افراد به حفظ منابع طبیعی و کاهش اثرات مخرب بر اکوسیستم می‌باشد (Dunlap & Jones, 2002). علیرغم این تعاریف جهانی، چالش‌های خاص زیست‌محیطی شهر اصفهان ضرورت بررسی رفتارهای شهروندان در این بستر محلی را برجسته می‌کند. شهر اصفهان، به‌عنوان یکی از کلان‌شهرهای ایران، با چالش‌های متعددی مواجه است؛ از جمله خشک‌سالی زاینده‌رود از سال ۱۳۹۰ که دسترسی به آب را کاهش داده، آلودگی هوا با شاخص ناسالم در ۴۰ درصد روزهای سال (Environmental Organization, 2022)، و تولید روزانه بیش از ۱۲۰۰ تن پسماند (Isfahan Municipality, 2022). بر اساس گزارش اداره آب و فاضلاب اصفهان[1] (۲۰۲۲)، مصرف سرانه آب در این شهر ۱۵۰ لیتر در روز است که ۲۰ درصد بالاتر از میانگین جهانی بوده و تولید زباله به ازای هر نفر حدود ۶۰۰ گرم گزارش شده که نشان‌دهنده الگوهای رفتاری ناپایدار است. این شرایط ضرورت تغییر رفتارهای شهروندان را برجسته می‌کند، زیرا بهبود کیفیت زندگی و کاهش فشار بر منابع طبیعی به مشارکت فعال آن‌ها وابسته است.

از سوی دیگر، بهزیستی اجتماعی، به‌عنوان متغیر مستقل که به معنای احساس انسجام، اعتماد، حمایت و تعلق در جامعه است (Keyes, 1998)، می‌تواند نگرش‌ها و اقدامات افراد را در قبال محیط‌زیست تحت تأثیر قرار دهد. افرادی که احساس تعلق و مسئولیت جمعی بیشتری دارند، احتمالاً به رفتارهای پایدار متعهدتر می‌شوند (Pretty et al., 2007). با این حال، در ایران، به‌ویژه در بستر محلی اصفهان، این رابطه کمتر مورد بررسی قرار گرفته است. در حالی که مطالعات پیشین مانند بر عوامل اقتصادی و بر آگاهی متمرکز بوده‌اند، نقش بهزیستی اجتماعی در رفتار زیست‌محیطی در شهرهایی با بحران‌های زیست‌محیطی مانند اصفهان کمتر کاوش شده و این شکاف دانشی، ضرورت پژوهش حاضر را توجیه می‌کند. این مطالعه با تمرکز بر شهروندان بالای ۱۸ سال شهر اصفهان، که به دلیل مسئولیت‌پذیری اجتماعی و تأثیرگذاری در تصمیمات خانوادگی و جامعه انتخاب شده‌اند، به دنبال پاسخ به این سؤالات تحقیقی است: ۱) چگونه بهزیستی اجتماعی بر رفتارهای محیط‌زیستی شهروندان اصفهان تأثیر می‌گذارد؟ ۲) کدام مؤلفه‌های بهزیستی اجتماعی (اعتماد، انسجام، حمایت، یا تعلق) بیشترین تأثیر را بر رفتارهای پایدار دارند؟

بر اساس این چارچوب، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر ارائه می‌شوند:

۱. اعتماد اجتماعی رفتارهای مسئولانه زیست‌محیطی را تقویت می‌کند.

۲. انسجام اجتماعی رفتارهای جمعی زیست‌محیطی را افزایش می‌دهد.

۳. حمایت اجتماعی رفتارهای پیش‌گیرانه زیست‌محیطی را بهبود می‌بخشد.

۴. احساس تعلق تعهد به رفتارهای پایدار زیست‌محیطی را بالا می‌برد.

۵. بهزیستی اجتماعی به‌طور کلی با رفتار زیست‌محیطی رابطه مثبت دارد.

علی‌رغم برنامه‌های آموزشی و کمپین‌های محیط‌زیستی، رفتارهای ناپایدار مانند مصرف بی‌رویه آب و تولید بالای زباله همچنان در این شهر مشاهده می‌شود که نشان‌دهنده کمبود انگیزه و آگاهی کافی است. هدف این پژوهش، پر کردن این شکاف دانشی با بررسی رابطه مذکور در بستر فرهنگی و اجتماعی اصفهان و ارائه راهکارهایی برای سیاست‌گذاری پایدار است. نتایج این مطالعه می‌تواند به برنامه‌ریزان شهری کمک کند تا با تقویت بهزیستی اجتماعی، رفتارهای مثبت محیط‌زیستی را ترویج دهند و الگویی برای سایر شهرهای ایران با چالش‌های مشابه ارائه دهد. همچنین، این پژوهش به توسعه دانش نظری در حوزه جامعه‌شناسی و محیط‌زیست کمک خواهد کرد (Steg & Vlek, 2009).

پیشینه نظری

رفتار زیست‌محیطی به مجموعه اقداماتی اطلاق می‌شود که افراد برای حفظ و پایداری محیط‌زیست انجام می‌دهند و شامل چهار بعد اصلی است: رفتار مسئولانه (مانند بازیافت)، رفتارهای جمعی (مانند پاکسازی گروهی)، رفتارهای پیش‌گیرانه (مانند صرفه‌جویی در انرژی) و رفتارهای پایدار (مانند استفاده از حمل‌ونقل عمومی). این رفتارها تحت تأثیر عوامل اجتماعی

1. Isfahan Province Water and Wastewater Company

مانند بهزیستی اجتماعی قرار دارند که در این پژوهش از طریق چهار مؤلفه کلیدی شامل انسجام اجتماعی، اعتماد اجتماعی، حمایت اجتماعی و احساس تعلق بررسی می‌شود. بهزیستی اجتماعی به‌عنوان عاملی محوری در تقویت رفتارهای زیست‌محیطی، در دهه‌های اخیر مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته و می‌تواند افراد را به سوی اقدامات مسئولانه و پایدار هدایت کند.

نظریه‌های جامعه‌شناختی و روان‌شناختی متعددی چارچوبی جامع برای درک ارتباط میان بهزیستی اجتماعی و رفتار محیط‌زیستی ارائه می‌دهند و به‌عنوان پایه‌ای برای تحلیل نقش عوامل اجتماعی در ترویج پایداری عمل می‌کنند.بهزیستی اجتماعی به‌عنوان مفهومی چندوجهی که از تعاملات فرد با جامعه و ادراک او از کیفیت این تعاملات نشأت می‌گیرد، در این پژوهش به‌عنوان پایه‌ای برای تبیین رفتار زیست‌محیطی مورد بررسی قرار گرفته است. رفتار زیست‌محیطی در این مطالعه به چهار بعد اصلی، رفتار مسئولانه، رفتارهای جمعی، رفتارهای پیش‌گیرانه، و رفتارهای پایدار تقسیم می‌شود. نظریه‌های جامعه‌شناختی متعددی چارچوبی جامع برای درک رابطه میان بهزیستی اجتماعی و رفتار زیست‌محیطی ارائه می‌دهند و نقش عوامل اجتماعی را در ترویج پایداری روشن می‌سازند. این چارچوب نظری ابتدا نظریه‌ها را توضیح می‌دهد، سپس ارتباط آن‌ها با متغیرهای مستقل (انسجام اجتماعی، اعتماد اجتماعی، حمایت اجتماعی، احساس تعلق) و متغیر وابسته (رفتار زیست‌محیطی) را تبیین می‌کند و در نهایت فرضیه‌های پژوهش را ارائه می‌دهد.نظریه سرمایه اجتماعی پاتنام[1] (۲۰۰۰) بر نقش شبکه‌های اجتماعی، اعتماد متقابل و هنجارهای همکاری در تقویت رفتارهای جمعی مثبت تأکید دارد و بیان می‌کند که سرمایه اجتماعی، انگیزه مشارکت در اقدامات پایدار مانند بازیافت و کاهش تولید زباله را افزایش می‌دهد. نظریه هویت اجتماعی تاجفل و ترنر[2] (۱۹۷۹) نشان می‌دهد که هویت گروهی و احساس تعلق، افراد را به پذیرش ارزش‌های جمعی از جمله حفاظت از محیط‌زیست هدایت می‌کند. نظریه اعتماد اجتماعی فوکویاما[3] (۱۹۹۵) اعتماد را پایه همکاری اجتماعی می‌داند و جوامع با اعتماد بالا را دارای رفتارهای مسئولانه‌تر معرفی می‌کند. نظریه رفتار برنامه‌ریزی‌شده آیزن[4] (۱۹۹۱) بر نقش نگرش‌ها، هنجارهای ذهنی و کنترل ادراک‌شده در شکل‌دهی رفتارهای هدفمند تأکید دارد و بیان می‌کند که انتظارات اجتماعی می‌توانند اقدامات را هدایت کنند. نظریه انسجام اجتماعی دورکیم[5] (۱۸۹۳) پیوندهای اجتماعی را عامل تعهد به خیر جمعی می‌داند و بر اهمیت همبستگی در ایجاد انگیزه برای رفتارهای اجتماعی تأکید دارد. نظریه اقدام جمعی اولسون[6] (۱۹۶۵) بیان می‌کند که همکاری در حضور اهداف مشترک و کاهش هزینه‌ها تقویت می‌شود و بستری برای اقدامات جمعی فراهم می‌کند. نظریه حمایت اجتماعی کوهن و ویلز[7] (۱۹۸۵) نشان می‌دهد که حمایت ادراک‌شده با کاهش استرس، رفتارهای مثبت را تسهیل می‌کند. نظریه خودکارآمدی بندورا[8] (۱۹۹۷) بر تأثیر حمایت اجتماعی و احساس توانمندی در ترغیب رفتارهای هدفمند تأکید دارد. نظریه دلبستگی مکانی اسکانیل و گیفورد[9] (۲۰۱۰) تعلق به مکان را محرکی برای حفاظت از آن معرفی می‌کند و وابستگی عاطفی را عاملی برای تعهد به پایداری می‌داند. نظریه هنجارهای اجتماعی سیالدینی[10] (۲۰۰۳) نیز بیان می‌کند که هنجارهای گروهی رفتارها را هدایت می‌کنند و حس مسئولیت جمعی را تقویت می‌نمایند.

ارتباط این نظریه‌ها با متغیرهای پژوهش به این صورت است؛ نظریه سرمایه اجتماعی پاتنام بهزیستی اجتماعی را به‌طور کلی با رفتار زیست‌محیطی مرتبط می‌سازد، زیرا شبکه‌های اجتماعی و اعتماد، تمامی ابعاد رفتار زیست‌محیطی (مسئولانه، جمعی، پیش‌گیرانه و پایدار) را از طریق تقویت تعاملات اجتماعی تحت تأثیر قرار می‌دهند. نظریه هویت اجتماعی تاجفل و ترنر متغیر احساس تعلق را با رفتارهای پایدار پیوند می‌دهد، زیرا هویت جمعی، تعهد به حفاظت از منابع را افزایش می‌دهد. نظریه اعتماد اجتماعی فوکویاما و نظریه رفتار برنامه‌ریزی‌شده آیزن متغیر اعتماد اجتماعی را با رفتار مسئولانه مرتبط می‌کنند، زیرا اعتماد به نهادها و هنجارهای ذهنی، اقداماتی مانند صرفه‌جویی در آب و کاهش استفاده از پلاستیک را ترویج می‌دهند. نظریه انسجام اجتماعی دورکیم و نظریه اقدام جمعی اولسون متغیر انسجام اجتماعی را با رفتارهای جمعی پیوند می‌دهند، زیرا پیوندهای اجتماعی و اهداف

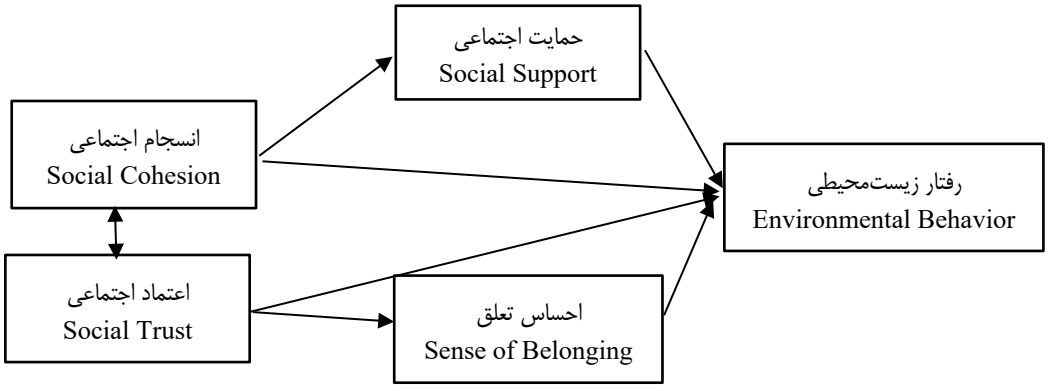
1. Putnam
2. Tajfel & Turner
3. Fukuyama
4. Ajzen
5. Durkheim
6. Olson
7. Cohen & Wills
8. Bandura
9. Scannell & Gifford
10. Cialdini

مشترک، مشارکت در پاکسازی و پروژه‌های گروهی را تسهیل می‌کنند. نظریه حمایت اجتماعی کوهن و نظریه خودکارآمدی بندورا متغیر حمایت اجتماعی را با رفتارهای پیش‌گیرانه مرتبط می‌سازند، زیرا حمایت ادراک‌شده و حس توانمندی، رفتارهایی مانند کاهش مصرف انرژی و مدیریت پسماند را تقویت می‌کنند. نظریه دلبستگی مکانی اسکانیل و گیفورد و نظریه خودکارآمدی بندورا متغیر احساس تعلق را با رفتارهای پایدار پیوند می‌دهند، زیرا وابستگی عاطفی و توانمندی، تعهد به حفاظت از منابع آب و خرید محصولات سبز را بالا می‌برند. نظریه هنجارهای اجتماعی سیالدینی نیز از طریق تأکید بر مسئولیت جمعی، تمامی متغیرهای مستقل را به رفتار زیست‌محیطی متصل می‌کند، زیرا هنجارهای گروهی رفتارها را در تمام ابعاد هدایت می‌کنند.

جدول ۱. تعاریف و ابعاد بهزیستی اجتماعی

Table 1. Definitions and Dimensions of Social Well-being

بُعد Dimension	تعریف Definition	منبع Source
انسجام اجتماعی Social cohesion	پیوندها و روابط متقابل میان اعضای جامعه که حس همبستگی و تعهد به خیر جمعی را تقویت می‌کند. Bonds and reciprocal relationships between members of society that strengthen a sense of solidarity and commitment to the collective good.	Durkheim, 1893
اعتماد اجتماعی Social trust	باور به صداقت، قابلیت اطمینان و همکاری نهادها و افراد در جامعه که مشارکت در اقدامات جمعی را تسهیل می‌کند. Belief in the honesty, reliability, and cooperation of institutions and individuals in society that facilitates participation in collective action.	Fukuyama, 1995
حمایت اجتماعی Social support	ادراک از وجود شبکه‌های اجتماعی که در مواقع نیاز، پشتیبانی عاطفی، اطلاعاتی یا عملی ارائه می‌دهند. Perception of the existence of social networks that provide emotional, informational, or practical support in times of need.	Cohen & Wills, 1985
احساس تعلق Sense of belonging	وابستگی عاطفی و هویتی به جامعه یا مکان که انگیزه حفاظت و مشارکت در فعالیت‌های جمعی را تقویت می‌کند. Emotional and identity attachment to a community or place that strengthens the motivation to protect and participate in collective activities.	Scannell & Gifford, 2010



شکل ۱. مدل مفهومی نقش بهزیستی اجتماعی در رفتار زیست‌محیطی

Figure 1. Conceptual Model of the Role of Social Well-being in Environmental Behavior

پیشینه تجربی

پژوهش‌های متعدد در ایران و جهان ارتباط عمیق عوامل اجتماعی و فرهنگی را با رفتارهای زیست‌محیطی تأیید کرده‌اند. در ایران، صالحی و شاطری[1] (۲۰۲۴) در تهران دریافتند که فرهنگ محیط‌زیستی با ضریب ۰/۳۳ مشارکت کنشگران سازمان‌های مردم‌نهاد را در فعالیت‌های زیست‌محیطی تقویت می‌کند و سطح بالای فرهنگ محیط‌زیستی (۳/۹۷) در میان اکثریت پاسخ‌گویان گزارش شده است. حبیبی و صالحی[2] (۲۰۲۴) در روستاهای طوالش نشان دادند که فعالیت‌های فرهنگی دهیاری‌ها به دلیل محدودیت‌های ساختاری، تأثیر محدودی بر رفتارهای محیط‌زیستی داشته و مشارکت روستاییان ناچیز بوده است. طهماسبی و دیگران[3] (۲۰۲۳) با رویکرد برساخت‌گرایی–تفسیری، نقش عوامل اجتماعی و ذهنی را در تبیین مسائل محیط‌زیستی تأیید کردند و بر ضرورت ترکیب واقعیت‌های عینی و ذهنی تأکید داشتند. حبیبی و صالحی[4] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای کیفی در روستاهای غرب گیلان، ضعف جامعه‌پذیری محیط‌زیستی را به دلیل ناکارآمدی آموزش‌های رسمی و غیررسمی گزارش کردند که منجر به توسعه‌نیافتگی رفتارهای حفاظتی شده است. صالحی و دیگران[5] (۲۰۲۲) در تهران نشان دادند که انگیزش محافظت در دوران پاندمی کرونا با ضریب ۰/۱۹ رفتارهای محیط‌زیستی را تحت تأثیر قرار داده و ترس با ۷۹/۸۸ درصد بالاترین نقش را داشته است. پازوکی‌نژاد و صالحی[6] (۲۰۱۴) در مازندران دریافتند که نگرش مثبت دانشجویان به محیط‌زیست با رفتارهای زیست‌محیطی آن‌ها هم‌خوانی ندارد و ۵۳ درصد از آن‌ها از رسانه‌های دیداری به‌عنوان منبع اطلاعات زیست‌محیطی استفاده می‌کنند. محجوبی و دیگران[7] (۲۰۱۹) در مقایسه اقوام آذری، تالش و گیلک، تفاوت معناداری در رفتارهای زیست‌محیطی بین گروه‌های قومی، به‌ویژه بین گیلک و تالش، گزارش کردند. صالحی و امام‌قلی[8] (۲۰۱۲) در کردستان نشان دادند که سرمایه فرهنگی با ۸۲ درصد تأثیر، مهم‌ترین پیش‌بینی‌کننده رفتارهای زیست‌محیطی است و ۷۱ درصد از پاسخ‌گویان سرمایه فرهنگی بالایی گزارش کردند. عبداللهی و صادقی[9] (۲۰۲۴) در اصفهان تأیید کردند که باور به پارادایم بوم‌شناختی جدید، به‌ویژه پذیرش محدودیت‌های منابع زمین، رفتار مصرف انرژی را بهبود می‌بخشد.

در سطح بین‌المللی، ژانگ و لیو[10] (۲۰۲۱) در چین تأثیر اعتماد اجتماعی بر خرید سبز را با ضریب ۰/۶۹ تأیید کردند. جانسون و کاتر[11] (۲۰۲۳) در آمریکا با ضریب ۰/۷۰ انسجام اجتماعی را تقویت‌کننده رفتارهای بازیافت گزارش کردند. تیلور و بروکس[12] (۲۰۲۴) در استرالیا با ضریب ۰/۷۲ آن را عامل تقویت رفتارهای جمعی زیست‌محیطی دانستند. در زمینه حمایت اجتماعی، مارتینز و پرز[13] (۲۰۲۰) در مکزیک با ضریب ۰٫۶۶ آن را عامل کاهش مصرف انرژی گزارش کردند. سیلوا و کوستا[14] (۲۰۲۲) در پرتغال با ضریب ۰/۶۱ آن را کاهش‌دهنده ردپای کربن معرفی کردند. پارک و کیم[15] (۲۰۲۰) در کره جنوبی با ضریب ۰/۵۸ احساس تعلق را محرک حفاظت از منابع طبیعی دانستند. اریکسون و اولسون[16] (۲۰۲۳) در سوئد با ضریب ۰/۵۷ آن را عامل حفاظت از منابع آب معرفی کردند. تامپسون و گرین[17] (۲۰۱۰) در انگلستان با ضریب ۰/۶۳ تأثیر سرمایه اجتماعی را بر رفتارهای مسئولانه تأیید کردند. اشمیت و وبر[18] (۲۰۱۹) در آلمان با ضریب ۰/۶۲ هنجارهای اجتماعی را عامل رفتارهای مسئولانه دانستند.

مطالعات ایرانی و خارجی نشان می‌دهد که ضرایب اثر در ایران معمولاً کمتر از مطالعات بین‌المللی است که می‌تواند به تفاوت‌های فرهنگی، زیرساختی یا سطح آگاهی عمومی مربوط باشد. این پژوهش با تمرکز بر شهر اصفهان، رفتار زیست‌محیطی را به‌عنوان متغیر وابسته و انسجام اجتماعی، اعتماد اجتماعی، حمایت اجتماعی و احساس تعلق را به‌عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته و در چارچوب نظری مبتنی بر نظریه‌های سرمایه اجتماعی، رفتار برنامه‌ریزی‌شده و هنجارهای اجتماعی تبیین می‌شود. یافته‌های مرور شده با فرضیه‌های پژوهش هم‌راستا بوده و نشان می‌دهند که بهزیستی اجتماعی

1. Salehi & Shateri
2. Habibi & Salehi
3. Tahmasebi et al.
4. Habibi & Salehi
5. Salehi et al.
6. Pazokinejad & Salehi
7. Mahjoubi et al.
8. Salehi & Emamgholi
9. Abdollahi & Sadeghi
10. Zhang & Liu
11. Johnson & Carter
12. Taylor & Brooks
13. Martinez & Perez
14. Silva & Costa
15. Park & Kim
16. Eriksson & Olsson
17. Thompson & Green
18. Schmidt & Weber

از طریق مؤلفه‌های ذکرشده، رفتارهای مسئولانه، جمعی، پیش‌گیرانه و پایدار را تقویت می‌کند و این مطالعه به دنبال تعمیق درک این روابط در یک بستر محلی است تا به تدوین راهبردهای مؤثر برای ارتقای رفتارهای زیست‌محیطی کمک کند

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از رویکرد کمی با روش پیمایشی استفاده کرده و داده‌ها با پرسشنامه‌های استاندارد کیز[1] (۱۹۹۸) برای بهزیستی اجتماعی (۲۰ گویه) و شولتز[2] (۲۰۰۱) برای رفتار زیست‌محیطی (۲۴ گویه) جمع‌آوری شده‌اند. هر دو ابزار در مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای نمره‌گذاری شدند.

جامعه آماری

جامعه آماری این پژوهش شامل تمامی شهروندان ۱۸ سال به بالای شهر اصفهان است که در سال ۱۴۰۳ در این شهر سکونت دارند. بر اساس آخرین آمار سرشماری مرکز آمار ایران (تا سال ۱۳۹۵) و با در نظر گرفتن رشد جمعیت تخمینی، جمعیت کلان‌شهر اصفهان حدود ۲/۲ میلیون نفر برآورد می‌شود که از این تعداد، حدود ۱/۶ میلیون نفر بالای ۱۸ سال سن دارند. این جامعه آماری به دلیل تنوع فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی و مواجهه با چالش‌های زیست‌محیطی نظیر کم‌آبی و آلودگی هوا، برای بررسی رابطه بهزیستی اجتماعی و رفتار زیست‌محیطی انتخاب شده است.

نمونه و روش نمونه‌گیری

حجم نمونه با استفاده از فرمول کوکران برای جامعه آماری نامحدود محاسبه شده است. با سطح اطمینان ۹۵٪ ($z=1.96$)، خطای مجاز ۵٪ ($d=0.05$) و فرض نسبت موفقیت ۵۰٪ ($p=0.5$)، حجم نمونه اولیه ۳۸۴ نفر تعیین شد. با در نظر گرفتن احتمال ریزش حجم نمونه نهایی به ۴۲۲ نفر افزایش یافت. برای انتخاب نمونه، از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای استفاده شد. ابتدا شهر اصفهان به پنج منطقه جغرافیایی (شمال، جنوب، شرق، غرب و مرکز) تقسیم شد. سپس از هر منطقه، به‌صورت تصادفی، دو محله انتخاب گردید (مجموعاً ۱۰ محله). در هر محله، خانوارها به‌صورت تصادفی ساده انتخاب شدند و از هر خانوار، یک نفر بالای ۱۸ سال که مایل به مشارکت بود، به‌عنوان پاسخ‌دهنده در نظر گرفته شد. این روش تضمین‌کننده تنوع جغرافیایی و جمعیتی نمونه است. برای اطمینان از کیفیت داده‌ها، پرسشنامه‌های ناقص (بیش از ۱۰٪ سؤالات بدون پاسخ) به دلیل کاهش پایایی حذف شدند و نمونه نهایی به ۴۰۰ نفر رسید.

ابزارهای پژوهش

برای جمع‌آوری داده‌ها، از دو پرسشنامه استاندارد استفاده شد:

۱. پرسشنامه بهزیستی اجتماعی: این پرسشنامه بر اساس مدل کیز (Keyes, 1998) طراحی شده و شامل ۲۰ گویه است که چهار بعد انسجام اجتماعی (۵ گویه)، اعتماد اجتماعی (۵ گویه)، حمایت اجتماعی (۵ گویه) و احساس تعلق (۵ گویه) را می‌سنجد. گویه‌ها در مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای (۱ = کاملاً مخالف، ۵ = کاملاً موافق) نمره‌گذاری می‌شوند. امتیاز کل این پرسشنامه بین ۲۰ تا ۱۰۰ متغیر است.

۲. پرسشنامه رفتار زیست‌محیطی: این پرسشنامه با اقتباس از ابزار استاندارد شولتز (Schultz, 2001) و بومی‌سازی برای شرایط ایران طراحی شده و شامل ۲۴ گویه است که چهار بعد رفتار مسئولانه (۶ گویه)، رفتارهای جمعی (۶ گویه)، رفتارهای پیش‌گیرانه (۶ گویه) و رفتارهای پایدار (۶ گویه) را اندازه‌گیری می‌کند. این پرسشنامه نیز در مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای نمره‌گذاری می‌شود و امتیاز کل آن بین ۲۴ تا ۱۲۰ است.

علاوه بر این، یک فرم اطلاعات جمعیت‌شناختی شامل متغیرهای جنسیت، تأهل، تحصیلات، درآمد روزانه و سن برای تحلیل‌های تکمیلی استفاده شد. پرسشنامه شولتز با افزودن گویه‌هایی و حذف موارد نامرتبط با فرهنگ ایران بومی‌سازی شد.

روایی و پایایی ابزارها

روایی صوری و محتوایی پرسشنامه‌ها توسط پانلی از ۱۰ نفر از متخصصان روان‌شناسی اجتماعی، جامعه‌شناسی و علوم محیط‌زیست بررسی و تأیید شد. برای روایی سازه، تحلیل عاملی تأییدی (CFA) با استفاده از نرم‌افزار AMOS انجام شد که شاخص‌های برازش مدل (CFI بیشتر از ۰/۹، RMSEA کمتر از ۰/۰۸) روایی سازه را تأیید کردند. پایایی ابزارها با محاسبه آلفای کرونباخ بررسی شد: برای پرسشنامه بهزیستی اجتماعی، آلفای کل ۰/۸۹ (انسجام اجتماعی ۰/۸۵، اعتماد اجتماعی ۰/۸۷، حمایت اجتماعی ۰/۸۳، احساس تعلق

1. Keyes
2. Schultz

۰/۸۶) و برای پرسشنامه رفتار زیست‌محیطی، آلفای کل ۰/۹۱ (رفتار مسئولانه ۰/۸۸، رفتارهای جمعی ۰/۸۶، رفتارهای پیش‌گیرانه ۰/۸۷، رفتارهای پایدار ۰/۸۹) به‌دست آمد که نشان‌دهنده پایایی بالای ابزارهاست. روش اجرای داده‌ها طی بازه زمانی سه‌ماهه (مهر تا آذر ۱۴۰۳) جمع‌آوری شدند. پرسشنامه‌ها توسط سه پژوهشگر (دانشجو)آموزش‌دیده که در زمینه تکمیل پرسشنامه و رعایت اصول اخلاقی آموزش دیده بودند، به‌صورت حضوری توزیع و جمع‌آوری شدند. ابتدا اهداف پژوهش برای شرکت‌کنندگان توضیح داده شد .تکمیل هر پرسشنامه حدود ۲۰ دقیقه زمان برد و برای کاهش سوگیری، سؤالات به‌صورت تصادفی مرتب شدند. در صورت عدم تمایل فرد به مشارکت، از نفر بعدی در همان خانوار یا خانوار مجاور دعوت شد.

روش تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۶ و AMOS نسخه ۲۴ تحلیل شدند. برای توصیف داده‌ها، از آمار توصیفی (درصد، میانگین و انحراف معیار) استفاده شد. داده‌ها قبل از تحلیل برای نرمال بودن با آزمون کولموگروف–اسمیرنوف بررسی شدند و نرمال بودن آنها تأیید شد. برای بررسی تفاوت‌های گروهی، از آزمون‌های تی مستقل (برای متغیرهای دوحالتی مانند تأهل) و تحلیل واریانس یک‌طرفه (ANOVA) (برای متغیرهای چندحالتی مانند سن و پایگاه اجتماعی) بهره گرفته شد. به‌منظور آزمون فرضیه‌ها و بررسی روابط ساختاری میان متغیرها، مدل‌یابی معادلات ساختاری (SEM) با نرم‌افزار AMOS انجام شد. شاخص‌های برازش مدل شامل χ^2/df (کمتر از ۳)، CFI (بیشتر از ۰/۹)، GFI (بیشتر از ۰/۹)، TLI (بیشتر از ۰/۹) و RMSEA (کمتر از ۰/۰۸) برای ارزیابی تناسب مدل استفاده و برازش مدل تأیید گردید. سطح معناداری برای تمامی آزمون‌ها ۰/۰۵ در نظر گرفته شد.

یافته‌های پژوهش

جدول (۲) اطلاعات مربوط به متغیرهای جنسیت، تأهل، تحصیلات، و درآمد روزانه را نشان می‌دهد. در متغیر جنسیت، بیشترین فراوانی مربوط به زنان با ۰/۵۱ درصد و کمترین فراوانی مربوط به مردان با ۰/۴۹ درصد است. در متغیر تأهل، بیشترین فراوانی به گروه متأهل با ۶۹/۲ درصد تعلق دارد و کمترین فراوانی به گروه فوت‌شده با ۱/۵ درصد اختصاص یافته است. در بخش تحصیلات، بیشترین فراوانی متعلق به گروه دیپلم و فوق‌دیپلم با ۳۸/۶ درصد و کمترین فراوانی مربوط به گروه ابتدایی و کمتر با ۳/۸ درصد است. در نهایت، در متغیر درآمد روزانه، بیشترین فراوانی به گروه ۶۰۰ تا ۸۰۰ هزار تومان با ۳۳/۸ درصد و کمترین فراوانی به گروه بالای یک میلیون تومان با ۴/۳ درصد تعلق دارد. این جدول نشان‌دهنده توزیع متنوع ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه مورد مطالعه است.

جدول ۲. توزیع فراوانی ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه

Table 2. Various Examples of Demographic Characteristics

جنسیت Gender		تأهل Marital Status		تحصیلات Education		درآمد روزانه Daily Income	
گویه Item	درصد فراوانی Frequency Percentage	گویه Item	درصد فراوانی Frequency Percentage	گویه Item	درصد فراوانی Frequency Percentage	گویه Item	درصد فراوانی Frequency Percentage
زن Female	51	مجرد Single	33	ابتدایی و کمتر Elementary and Lower	8.3	زیر ۲۰۰ Under 200	15.4
مرد Male	49	متاهل Married	69.2	راهنمایی Secondary Education	8.6	۳۰۰ تا ۵۰۰ 300 to 500	31.6
		طلاق Divorced	2.8	دیپلم و فوق Diploma and Associate Degree	38.6	۶۰۰ تا ۸۰۰ 600 to 800	33.8
		فوت Widowed	5.1	لیسانس Bachelor's Degree	30.5	۹۰۰ تا ۱ میلیون 900 to 1	14.9

جنسیت Gender		تأهل Marital Status		تحصیلات Education		درآمد روزانه Daily Income	
						million	
				فوق لیسانس بالاتر Master's Degree and Above	13.9	بالای یک میلیون Above 1 million	4.3
درصد کل Total percent age	100		100		100		100

جدول (۳) برای چهار متغیر وابسته شامل رفتار مسئولانه، رفتارهای جمعی، رفتارهای پیش‌گیرانه، و رفتارهای پایدار بر اساس دسته‌بندی پایگاه نشان می‌دهد. برای متغیر رفتار مسئولانه، مقدار F برابر با ۱۱/۰۷۳ است و سطح معناداری ۰/۰۰۰ گزارش می‌شود، که تفاوت آماری معنی‌دار بین گروه‌های مختلف پایگاه را نشان می‌دهد؛ این مقدار F بالا تأثیر قوی پایگاه را بر رفتار مسئولانه تأیید می‌کن.در متغیر رفتارهای جمعی، مقدار F برابر با ۵/۸۵۷ است و سطح معناداری ۰/۰۰۰ اعلام می‌شود، که تفاوت معنی‌دار بین گروه‌های پایگاه را نشان می‌دهد، هرچند شدت این تفاوت نسبت به رفتار مسئولانه کمتر است. متغیر رفتارهای پیش‌گیرانه، مقدار F برابر با ۵/۷۸۲ دارد و سطح معناداری ۰/۰۰۰ است، که تفاوت معنی‌دار بین گروه‌ها را نشان می‌دهد و تأثیر پایگاه را تأیید می‌کند. در نهایت، متغیر رفتارهای پایدار، مقدار F برابر با ۶/۰۵۴ است و سطح معناداری ۰/۰۰۰ دارد، که تفاوت آماری معنی‌دار بین گروه‌های پایگاه را نشان می‌دهد و تأثیر متعادل پایگاه را بر این متغیر مشخص می‌کند. به‌طور کلی، سطح معناداری ۰/۰۰۰ برای تمامی متغیرها، تأثیر معنی‌دار پایگاه را بر همه این رفتارها نشان می‌دهد، و مقادیر F متفاوت، شدت تأثیرگذاری پایگاه را بر هر یک از این رفتارها مشخص می‌کند، که بیشترین تأثیر را بر رفتار مسئولانه و کمترین تأثیر را بر رفتارهای پیش‌گیرانه دارد.برای بررسی دقیق‌تر تفاوت‌ها بین گروه‌های پایگاه، میانگین‌های توصیفی متغیرهای وابسته نیز در جدول (۳) ارائه شده که امکان مقایسه رفتارهای زیست‌محیطی در گروه‌های مختلف پایگاه را فراهم می‌کند.

جدول ۳. میانگین وتحلیل واریانس یک‌طرفه تأثیر پایگاه بر متغیرهای وابسته رفتار زیست محیطی

Table 3. Mean and One-Way ANOVA of the Effect of the social status on the Dependent Variables of Environmental Behavior

متغیر Variable	رفتارمسئولانه Responsible Behavior	رفتارهای جمعی Collective Behavior	رفتارهای پیشگیرانه Preventive Behavior	رفتارهای پایدار Sustainable Behavior
مقدار F F-value	11.073	5.857	5.782	6.054
سطح معنی داری Significance level	0.000	0.000	0.000	0.000
میانگین پایگاه پایین Lower base mean	3.17	3.09	3.31	3.24
میانگین پایگاه متوسط Middle base mean	3.82	3.64	3.73	3.77
میانگین پایگاه بالا Upper base mean	4.53	4.18	4.12	4.29

۱. رفتار مسئولانه: میانگین رفتار مسئولانه در گروه پایگاه بالا (۴/۵۳) به‌طور قابل‌توجهی بالاتر از پایگاه متوسط (۳/۸۲) و پایگاه پایین (۳/۱۷) است. این نشان می‌دهد که افراد با پایگاه بالاتر ،رفتارهای مسئولانه قوی‌تری مانند بازیافت، کاهش مصرف منابع، یا رعایت اصول زیست‌محیطی از خود نشان می‌دهند. مقدار F =۱۱/۰۷۳ تأیید می‌کند که پایگاه تأثیر قوی بر این متغیر دارد.

۲. رفتارهای جمعی: میانگین رفتارهای جمعی در گروه پایگاه بالا (۴/۱۸) بیشتر از پایگاه متوسط (۳/۶۴) و پایگاه پایین (۳/۰۹) است. این تفاوت نشان‌دهنده تمایل بیشتر افراد با پایگاه بالاتر به مشارکت در فعالیت‌های جمعی زیست‌محیطی مانند پاکسازی محیط یا برنامه‌های گروهی است. مقدار F = ۵/۸۵۷ نشان‌دهنده تأثیر متعادل پایگاه بر این متغیر است.

۳. رفتارهای پیش‌گیرانه: میانگین رفتارهای پیش‌گیرانه در گروه پایگاه بالا (۴/۱۲) بالاتر از پایگاه متوسط (۳/۷۳) و پایگاه پایین (۳/۳۱) است. این نشان می‌دهد که افراد با پایگاه بالاتر رفتارهای پیش‌گیرانه بیشتری مانند صرفه‌جویی در آب یا انرژی انجام می‌دهند. مقدار F=۵/۷۸۲، که کمترین مقدار در میان متغیرها است، نشان‌دهنده تأثیر نسبتاً کمتر پایگاه بر این متغیر است.

۴. رفتارهای پایدار: میانگین رفتارهای پایدار در گروه پایگاه بالا (۴/۲۹) بیشتر از پایگاه متوسط (۳/۷۷) و پایگاه پایین (۳/۲۴) است. این نشان‌دهنده تمایل افراد با پایگاه بالاتر به انجام رفتارهای پایدار مانند استفاده از حمل‌ونقل عمومی یا خرید محصولات سبز است. مقدارF=۶/۰۵۴ بیانگر تأثیر متعادل پایگاه بر این متغیر است.

تحلیل میانگین‌های توصیفی نشان می‌دهد که در هر چهار بعد رفتارهای زیست‌محیطی، گروه‌های با پایگاه بالاتر (پایگاه بالا) به‌طور مداوم میانگین‌های بالاتری نسبت به گروه‌های پایگاه متوسط و پایین داشته‌اند. به‌ویژه در رفتار مسئولانه، میانگین ۴/۵۳ در پایگاه بالا و مقدارF=۱۱/۰۷۳ نشان‌دهنده قوی‌ترین تأثیر پایگاه است. این روند در سایر ابعاد (رفتارهای جمعی، پیش‌گیرانه، و پایدار) نیز مشاهده می‌شود، اما شدت تأثیر در رفتارهای مسئولانه بیشتر است.

جدول ٤. میانگین و تجزیه و تحلیل واریانس یک‌طرفه متغیرهای رفتار زیست‌محیطی بر اساس سن

Table 4. Mean and one-way analysis of variance of environmental behavior variables by age

متغیر Variable	رفتارمسئولانه Responsible Behavior	رفتارهای جمعی Collective Behavior	رفتارهای پیشگیرانه Preventive Behavior	رفتارهای پایدار Sustainable Behavior
مقدار F F-value	4.354	6.952	3.721	2.167
سطح معنی داری Significance level	0.002	0.000	0.006	0.073
جوان (۱۸–۳۰ سال) Young (18-30 years old)	3.28	3.14	3.37	3.62
میانسال (۳۱–۵۰ سال) Middle-aged (31-50 years old)	3.91	3.78	3.84	3.71
سالمند (۵۱+ سال) Elderly (+51 years old)	4.47	4.36	4.19	3.68

جدول (۴) نتایج یک تحلیل آماری را نشان می‌دهد که در آن تأثیر سن بر چهار متغیر وابسته شامل رفتار مسئولانه، رفتارهای جمعی، رفتارهای پیش‌گیرانه و رفتارهای پایدار بررسی شده است. بر اساس داده‌ها، رفتار مسئولانه با مقدار F برابر با ۴/۳۵۴ و سطح معنی‌داری ۰/۰۰۲، تفاوت‌های معنی‌داری بین گروه‌های سنی نشان می‌دهد که حاکی از تأثیر قابل‌توجه سن بر این رفتار است. رفتارهای جمعی با مقدار F برابر با ۶/۹۵۲ و سطح معنی‌داری ۰/۰۰۰، قوی‌ترین تفاوت را بین گروه‌های سنی دارد و نشان‌دهنده تأثیر بسیار بالای سن بر این متغیر است. در مورد رفتارهای پیش‌گیرانه نیز با مقدار F برابر با ۳/۷۲۱ و سطح معنی‌داری ۰/۰۰۶، تفاوت‌ها معنی‌دار بوده و سن به‌عنوان یک عامل مؤثر تأیید می‌شود، هرچند شدت این تأثیر کمتر از رفتارهای جمعی است. در مقابل، رفتارهای پایدار با مقدار F برابر با ۲/۱۶۷ و سطح معنی‌داری

۰/۰۷۳ تفاوت معنی‌داری را نشان نمی‌دهد، که بیانگر عدم تأثیر قابل‌توجه سن بر این رفتار یا ثبات آن در سنین مختلف است. به‌طور کلی، این تحلیل نشان می‌دهد که سن بر سه متغیر از چهار متغیر اثر معنی‌داری دارد و رفتارهای جمعی بیشترین حساسیت را نسبت به تغییرات سنی از خود نشان می‌دهند، در حالی که رفتارهای پایدار کمترین وابستگی را به این عامل دارند.

برای بررسی دقیق‌تر تفاوت‌ها بین گروه‌های سنی، میانگین‌های توصیفی متغیرهای وابسته در نیز جدول (۴) ارائه تا امکان مقایسه رفتارهای زیست‌محیطی در گروه‌های سنی مختلف فراهم شودد.

۱. رفتار مسئولانه: میانگین رفتار مسئولانه در گروه سالمند (۴/۴۷) به‌طور قابل‌توجهی بالاتر از میانسال (۳/۹۱) و جوان (۳/۲۸) است. این نشان می‌دهد که افراد مسن‌تر رفتارهای مسئولانه قوی‌تری مانند بازیافت یا کاهش مصرف منابع از خود نشان می‌دهند. مقدار$F=۴/۳۵۴$ و سطح معناداری ۰/۰۰۲ تأیید می‌کند که سن تأثیر معنی‌داری بر این متغیر دارد، و گروه‌های سنی بالاتر رفتارهای مسئولانه قوی‌تری دارند.

۲. رفتارهای جمعی: میانگین رفتارهای جمعی در گروه سالمند (۴/۳۶) بیشتر از میانسال (۳/۷۸) و جوان (۳/۱۴) است. این تفاوت نشان‌دهنده تمایل بیشتر افراد مسن‌تر به مشارکت در فعالیت‌های جمعی زیست‌محیطی مانند پاکسازی محیط یا برنامه‌های گروهی است. مقدار$F=۶/۹۵۲$ و سطح معناداری ۰/۰۰۰ نشان‌دهنده تأثیر قوی سن بر این متغیر است، و گروه‌های سنی بالاتر بیشترین مشارکت را دارند.

۳. رفتارهای پیش‌گیرانه: میانگین رفتارهای پیش‌گیرانه در گروه سالمند (۴/۱۹) بالاتر از میانسال (۳/۸۴) و جوان (۳/۳۷) است. این نشان می‌دهد که افراد مسن‌تر رفتارهای پیش‌گیرانه بیشتری مانند صرفه‌جویی در آب یا انرژی انجام می‌دهند. مقدار$F=۳/۷۲۱$ و سطح معناداری ۰/۰۰۶ تأیید می‌کند که سن تأثیر معنی‌داری دارد، هرچند شدت آن کمتر از رفتارهای جمعی است.

۴. رفتارهای پایدار: میانگین رفتارهای پایدار در گروه‌های سنی نزدیک به هم است، با میانسالان (۳/۷۱)، سالمندان (۳/۶۸)، و جوانان (۳/۶۲). این نشان‌دهنده عدم تفاوت قابل‌توجه در رفتارهای پایدار (مانند استفاده از حمل‌ونقل عمومی یا خرید محصولات سبز) بین گروه‌های سنی است. مقدار$F=۲/۱۶۷$ و سطح معناداری ۰/۰۷۳ نیز عدم وجود تفاوت معنی‌دار را تأیید می‌کند.

تحلیل میانگین‌های توصیفی نشان می‌دهد که گروه‌های سنی بالاتر (سالمندان) در سه متغیر رفتار مسئولانه (۴/۴۷)، رفتارهای جمعی (۴/۳۶)، و رفتارهای پیش‌گیرانه (۴/۱۹) میانگین‌های بالاتری نسبت به گروه‌های جوان و میانسال دارند. به‌ویژه در رفتار مسئولانه، میانگین (۴/۴۷) در سالمندان و مقدار$F=۴/۳۵۴$ نشان‌دهنده قوی‌ترین رفتارها در این گروه است. این روند برای رفتارهای جمعی و پیش‌گیرانه نیز صادق است. با این حال، در رفتارهای پایدار، تفاوت‌ها بین گروه‌های سنی معنی‌دار نیست ($p=۰/۰۷۳$) و میانگین‌ها نزدیک به هم هستند.

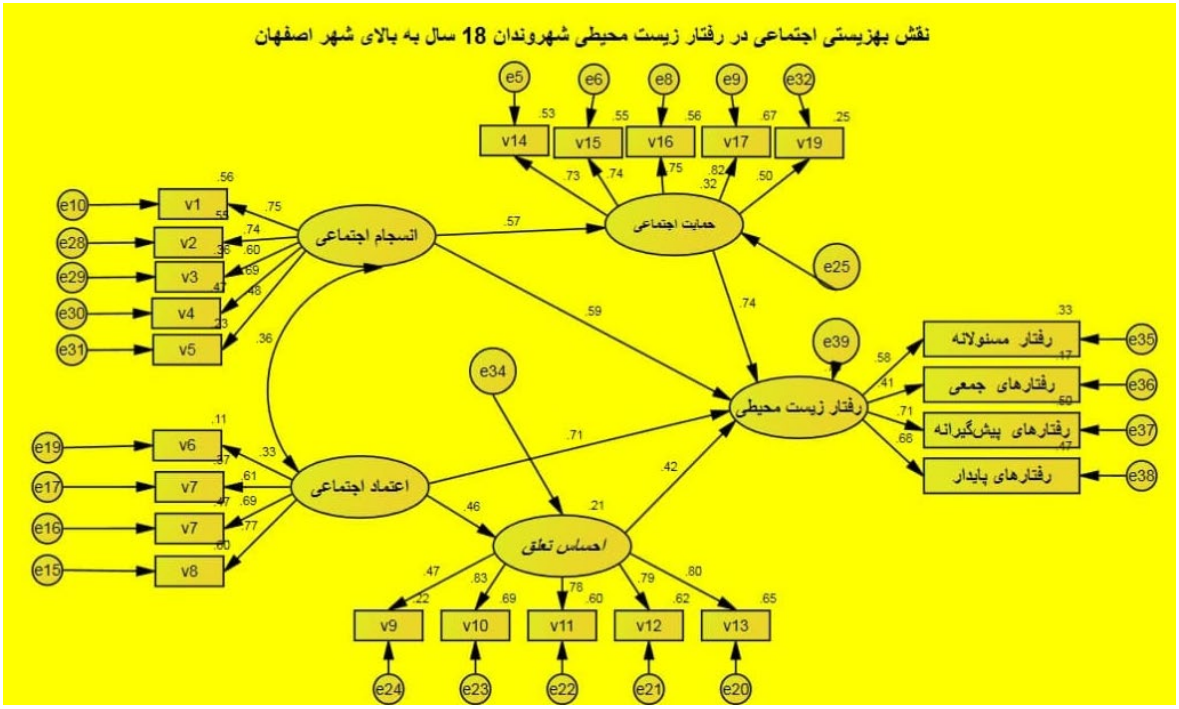
جدول ۵. آزمون تی مستقل یک‌طرفه متغیرهای رفتار زیست‌محیطی بر اساس وضعیت تأهل

Table 5. Independent-Samples t-Test of Environmental Behavior Variables Based on Marital Status

متغیر Variable	مقدار t t-value	سطح معنی داری Significance level
رفتار مسئولانه Responsible Behavior	0.826	0.411
رفتارهای جمعی Collective Behavior	0.233	0.817
رفتارهای پیشگیرانه Preventive Behavior	0.209	0.835
رفتارهای پایدار Sustainable Behavior	0.263	0.793

جدول (۵) نتایج بررسی تأثیر وضعیت تأهل بر چهار متغیر وابسته شامل رفتار مسئولانه، رفتارهای جمعی، رفتارهای پیش‌گیرانه و رفتارهای پایدار را نشان می‌دهد. بر اساس داده‌ها، برای رفتار مسئولانه مقدار t برابر با ۰/۸۲۶ و سطح معنی‌داری ۰/۴۱۱ است که با توجه به p بزرگ‌تر از ۰/۰۵، تفاوت معنی‌داری بین گروه‌های متأهل و مجرد مشاهده شد. به‌طور

کلی، نتایج این آزمون حاکی از آن است که وضعیت تأهل بر هیچ‌کدام از این متغیرهای رفتار زیست‌محیطی اثر معنی‌داری نگذارد و این رفتارها احتمالاً تحت تأثیر عوامل دیگری قرار گیرند یا در هر دو گروه به‌صورت یکسان بروز کنند.



شکل ۲. مدل نقش بهزیستی اجتماعی در رفتار زیست‌محیطی شهروندان بالای ۱۸ سال شهر اصفهان

Figure 2. Model of the Role of Social Well-being in the Environmental Behavior of Citizens Over 18 Years of Age in Isfahan City

جدول ٦. بارهای عاملی

Table 6. Factor loadings

رفتار زیست محیطی Environmental Behavior		اعتماد اجتماعی Social Trust		حمایت اجتماعی Social Support		انسجام اجتماعی Social Cohesion		احساس تعلق Sense of Belonging	
0.58	رفتار مسئولانه Responsible Behavior	0.33	V6	0.73	V14	0.75	V1	0.80	V9
0.41	رفتارهای جمعی Collective Behavior	0.61	V7	0.74	V15	0.74	V2	0.79	V10
0.71	رفتارهای پیشگیرانه Preventive Behavior	0.69	V8	0.75	V16	0.60	V3	0.78	V11
0.68	رفتارهای پایدار Sustainable Behavior	0.77	V9	0.82	V17	0.69	V4	0.83	V12
				0.50	V19	0.48	V5	0.47	V13

جدول (۶) بارهای عاملی استخراج‌شده برای متغیرهای اصلی پژوهش را نشان می‌دهد که در راستای بررسی نقش بهزیستی اجتماعی در تقویت رفتارهای زیست‌محیطی شهروندان بالای ۱۸ سال شهر اصفهان تدوین شده است. تحلیل عاملی تأییدی (CFA) برای سنجش روایی سازه‌ای شاخص‌ها مورد استفاده قرار گرفته است.مطابق جدول، پنج بُعد

اصلی در قالب متغیرهای پنهان شناسایی شده‌اند که هرکدام با مجموعه‌ای از متغیرهای آشکار (گویه‌ها) سنجیده شده‌اند. بارهای عاملی بالاتر از ۰/۵۰ نشان‌دهنده کفایت همبستگی گویه با سازه پنهان مربوطه است. نتایج به شرح زیر است:

۱. احساس تعلق: متغیرهای V9 تا V13 بار عاملی نسبتاً بالایی نشان داده‌اند (از ۰/۴۷ تا ۰/۸۳)، که نشان‌دهنده اعتبار مناسب شاخص‌ها برای سنجش احساس تعلق شهروندان به اجتماع خود است. بالاترین بار عاملی مربوط به V12 با مقدار ۰/۸۳ می‌باشد.

۲. انسجام اجتماعی: گویه‌های V1 تا V5 نمایانگر انسجام اجتماعی‌اند. این گویه‌ها بارهای عاملی بین ۰/۴۸ تا ۰/۷۵ دارند. بالاترین بار مربوط به V1 (۰/۷۵) و پایین‌ترین آن V5 (۰/۴۸) است.

۳. حمایت اجتماعی: متغیرهای V14 تا V19 معرفهای حمایت اجتماعی‌اند که بارهای عاملی آن‌ها از ۰/۵۰ تا ۰/۸۲ متغیر است. گویه V17 با بار عاملی ۰/۸۲ نشان‌دهنده بیشترین ارتباط با سازه حمایت اجتماعی می‌باشد.

۴. اعتماد اجتماعی: گویه‌های V6 تا V9 با بارهای عاملی بین ۰/۳۳ تا ۰/۷۷ نشان‌دهنده میزان اعتماد اجتماعی هستند.

۵. رفتار زیست‌محیطی: این متغیر دارای چهار زیرمؤلفه شامل رفتار مسئولانه (۰/۵۸)، رفتار جمعی (۰/۴۱)، رفتار پیشگیرانه (۰/۷۱) و رفتار پایدار (۰/۶۸) است. بالاترین بار در این مجموعه به رفتار پیشگیرانه اختصاص دارد که نشان می‌دهد این مؤلفه بیش از سایرین با رفتارهای زیست‌محیطی شهروندان مرتبط است.

در مجموع، اکثر بارهای عاملی از حد آستانه قابل قبول (۰/۵۰) بالاتر بوده و نشان می‌دهند که گویه‌ها به خوبی متغیرهای پنهان را تبیین می‌کنند. بنابراین، روایی همگرا برای این مدل قابل قبول است و می‌توان از آن برای تحلیل‌های ساختاری بعدی مانند مدل‌سازی معادلات ساختاری (SEM) بهره گرفت.

برای بررسی برازش مدل اندازه‌گیری، از مجموعه‌ای از شاخص‌های برازش جدول (۷) استفاده شد:

جدول ۵. طرح درس و برنامه پیشنهادی بسته آموزشی شهروند محیط‌زیست

Table 5. Suggested Lesson Plan and Program for the Environmental Citizen Education Package

جدول ۷. مقادیر برازش مدل اندازه‌گیری

Table 7. Measurement model fit values

شاخص برازش Fit Index	مقدار به‌دست‌آمده Obtained Value	مقدار مطلوب Desired Value
کای‌اسکوئر (CMIN) Chi-square (CMIN)	210.45	هرچه کمتر، بهتر (در کنار سایر شاخص‌ها تفسیر می‌شود) The lower the better (interpreted alongside other indicators)
درجه آزادی (df) Degrees of freedom (df)	130	—
نسبت کای‌اسکوئر به df (CMIN/df) Ratio of chi-square to df (CMIN/df)	1.62	کمتر از ۲: عالی، کمتر از ۳: قابل‌قبول Less than 2: Excellent, Less than 3: Acceptable
ریشه دوم میانگین مجذور خطای برآورد (RMSEA) Root mean square error of estimate (RMSEA)	0.045	کمتر از ۰/۰۶: عالی Less than 0.06: Excellent
شاخص برازش تطبیقی (CFI) Comparative fit index (CFI)	0.965	بیشتر از ۰/۹۵: بسیار خوب More than 0.95: Very good
شاخص تاکر–لوییس (TLI) Tucker–Lewis index (TLI)	0.957	بیشتر از ۰/۹۵: بسیار خوب More than 0.95: Very good

بر اساس نتایج فوق، مقدار RMSEA برابر با ۰/۰۴۵ بوده که بیانگر خطای تقریبی پایین و برازش مطلوب مدل است .همچنین شاخص‌های CFI و TLI به ترتیب برابر با ۰/۹۶۵ و ۰/۹۵۷ به‌دست آمده‌اند که از مقادیر آستانه‌ی توصیه‌شده (۰/۹۵) بالاتر بوده و دلالت بر برازش قوی مدل دارند .نسبت χ^2 به df نیز معادل ۱/۶۲ است که کمتر از ۲

بوده و نشانه‌ای از برازش مناسب مدل با داده‌ها محسوب می‌شود .در مجموع، تمامی شاخص‌های برازش در محدوده قابل قبول قرار داشته و مدل اندازه‌گیری از روایی عاملی مناسبی برخوردار است.

مدل ساختاری این پژوهش با استفاده از نرم‌افزار AMOS طراحی شده و به بررسی نقش بهزیستی اجتماعی در رفتار زیست‌محیطی شهروندان بالای ۱۸ سال شهر اصفهان پرداخته است. این مدل شامل چهار متغیر مستقل (انسجام اجتماعی، اعتماد اجتماعی، حمایت اجتماعی، و احساس تعلق) و یک متغیر وابسته (رفتار زیست‌محیطی) است. در این مدل، حمایت اجتماعی و احساس تعلق به‌عنوان متغیرهای پنهان واسطه‌ای عمل می‌کنند و نقش کلیدی در تبیین روابط بین متغیرها دارند.

قبل از اجرای تحلیل مدل معادلات ساختاری (SEM)، به‌منظور اطمینان از نبود مشکل چندخطی[1] بین متغیرهای مستقل، شاخص واریانس تورم (VIF) بررسی شد. نتایج نشان داد که مقادیر VIF برای تمامی متغیرهای مستقل (انسجام اجتماعی، اعتماد اجتماعی، حمایت اجتماعی، و احساس تعلق) در محدوده قابل‌قبول (کمتر از ۵) قرار دارند. این یافته‌ها حاکی از استقلال نسبی این متغیرها و نبود چندخطی قابل‌توجه در داده‌هاست، که اعتبار تحلیل‌های بعدی مدل را تقویت می‌کند.

نتایج تحلیل مدل نشان می‌دهد که انسجام اجتماعی با ضریب اثر مستقیم ۰/۵۹ بر رفتار زیست‌محیطی، تأثیر قابل‌توجهی دارد. حمایت اجتماعی با ضریب اثر مستقیم ۰/۷۴، قوی‌ترین رابطه مستقیم را با رفتار زیست‌محیطی نشان می‌دهد و نقش برجسته‌ای در تبیین این رفتار ایفا می‌کند. اعتماد اجتماعی با ضریب اثر مستقیم ۰/۷۱ و احساس تعلق با ضریب اثر مستقیم ۰/۴۲ نیز تأثیرات معناداری بر متغیر وابسته دارند. این اثرات مستقیم، اهمیت هر یک از متغیرهای مستقل را در پیش‌بینی رفتار زیست‌محیطی شهروندان تأیید می‌کنند.

در بخش اثرات غیرمستقیم، مسیر انسجام اجتماعی به حمایت اجتماعی با ضریب ۰/۵۷ و سپس از حمایت اجتماعی به رفتار زیست‌محیطی با ضریب ۰/۷۴، اثر غیرمستقیم ۰/۴۲۱۸ (محاسبه‌شده از حاصل‌ضرب= βpath1 × βpath2 × ۰/۵۷ × ۰/۷۴ =۰/۴۲۱۸) را ایجاد می‌کند. این اثر غیرمستقیم معادل ۴۲/۱۸ درصد از اثر کل (مجموع اثرات مستقیم و غیرمستقیم) این مسیر است، که نقش واسطه‌ای برجسته حمایت اجتماعی را نشان می‌دهد. به‌طور مشابه، مسیر اعتماد اجتماعی به احساس تعلق با ضریب ۰/۴۶ و از احساس تعلق به رفتار زیست‌محیطی با ضریب ۰/۴۲، اثر غیرمستقیم ۰/۱۹۳۲ (محاسبه‌شده از حاصل‌ضرب = βpath1 × βpath2 = ۰/۴۶× ۰/۴۲ = ۰/۱۹۳۲) را به دنبال دارد، که معادل ۱۹/۳۲ درصد از اثر کل این مسیر است و تأثیر واسطه‌ای احساس تعلق را تأیید می‌کند.

همبستگی بین انسجام اجتماعی و اعتماد اجتماعی با ضریب (۳۶ درصد)، رابطه‌ای مثبت اما متعادل را نشان می‌دهد. این سطح همبستگی، در کنار نتایج بررسی VIF، حاکی از استقلال نسبی این دو متغیر در عین وجود ارتباط بین آن‌هاست. این استقلال نسبی از همپوشانی بیش‌ازحد متغیرها جلوگیری کرده و اعتبار مدل را افزایش می‌دهد.

مجموع اثرات مستقیم بر رفتار زیست‌محیطی (۰/۵۹ + ۰/۷۱ + ۰/۷۴ + ۰/۴۲ = ۲/۴۶) و مجموع اثرات غیرمستقیم (۰/۴۲۱۸ + ۰/۱۹۳۲ = ۰/۶۱۵ درصد) نشان‌دهنده تأثیر تجمعی بالای متغیرهای مدل است. ضریب تعیین مدل (R^2) برابر با ۰/۹۰ برآورد شده است، به این معنا که ۹۰ درصد از واریانس رفتار زیست‌محیطی توسط متغیرهای این مدل توضیح داده می‌شود. این مقدار بالای R^2، قدرت تبیین بالای مدل را تأیید می‌کند.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به بررسی نقش بهزیستی اجتماعی در رفتارهای زیست‌محیطی شهروندان بالای ۱۸ سال شهر اصفهان پرداخته یافته‌های پژوهش نشان داد که متغیرهای مستقل تأثیرات مستقیم معنی‌داری بر رفتارهای زیست‌محیطی دارند. همچنین، حمایت اجتماعی و احساس تعلق به‌عنوان متغیرهای واسطه‌ای، نقش کلیدی در تبیین این رفتارها ایفا می‌کنند. ضریب تعیین R^2=۰/۹۰ نشان‌دهنده تبیین ۹۰ درصد از واریانس رفتارهای زیست‌محیطی توسط متغیرهای مدل است. شاخص‌های برازش مدل (CFI=۰/۹۶۵, RMSEA=۰/۰۴۵, cmin/df=۰/۶۲, TLI=۰/۹۵۷) نیز از روایی و برازش قوی مدل حمایت می‌کنند.

نتایج مدل ساختاری نشان داد که اعتماد اجتماعی با اثر مستقیم ۰/۷۱ قوی‌ترین پیش‌بین رفتار زیست‌محیطی است. این یافته با پژوهش‌های قبلی در تهران (ضریب ۰/۶۸) و (Zhang & Liu, 2021) در چین (ضریب ۰/۶۹) هم‌راستاست و نشان می‌دهد که اعتماد به نهادها و همسایگان، پذیرش اقدامات مسئولانه مانند بازیافت و صرفه‌جویی در منابع

1. Multicollinearity

را تسهیل می‌کند. نظریه اعتماد اجتماعی فوکویاما (۱۹۹۵) این رابطه را تبیین می‌کند، زیرا اعتماد به‌عنوان پایه همکاری اجتماعی، انگیزه افراد را برای مشارکت در رفتارهای زیست‌محیطی افزایش می‌دهد. در بستر اصفهان، این اعتماد می‌تواند به معنای اطمینان شهروندان به نهادها، اطلاعات زیست‌محیطی، و یکدیگر باشد که آن‌ها را به اقداماتی مانند صرفه‌جویی در آب، کاهش استفاده از پلاستیک، یا مشارکت در برنامه‌های آموزشی زیست‌محیطی سوق می‌دهد. این امر به‌ویژه در شهری مانند اصفهان که با چالش‌های زیست‌محیطی نظیر کمبود آب و آلودگی هوا مواجه است، اهمیت دوچندانی پیدا می‌کند، زیرا اعتماد می‌تواند پذیرش سیاست‌های زیست‌محیطی و همکاری جمعی را تسهیل کند.

انسجام اجتماعی با اثر مستقیم ۰/۵۹ (۵۹ درصد) و اثر غیرمستقیم ۰/۴۲ از طریق حمایت اجتماعی، نقش مهمی در رفتارهای جمعی ایفا کرد. نظریه انسجام اجتماعی دورکیم (۱۸۹۳) بیان می‌دارد که پیوندهای اجتماعی، تعهد به خیر جمعی را تقویت می‌کنند و این امر در مشارکت در فعالیت‌هایی مانند پاکسازی محیط، کاشت درخت، یا استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر مشهود است. نظریه اقدام جمعی اولسون (۱۹۶۵) نیز این دیدگاه را تقویت می‌کند و بیان می‌دارد که وقتی اهداف مشترک (مانند حفظ محیط‌زیست) وجود داشته باشد و هزینه‌های مشارکت کاهش یابد، همکاری افزایش می‌یابد. در این راستا، سیاست‌گذاری‌هایی که هزینه‌های مادی و اجتماعی رفتارهای زیست‌محیطی را کاهش دهند (مانند ارائه یارانه برای انرژی‌های پاک یا دسترسی آسان‌تر به امکانات بازیافت)، می‌توانند اثربخشی انسجام اجتماعی را در این زمینه تقویت کنند.

حمایت اجتماعی با اثر مستقیم ۰/۷۴ و اثر غیرمستقیم ۰/۴۲۱۸ از طریق انسجام اجتماعی، رفتارهای پیش‌گیرانه را بهبود بخشید. نظریه حمایت اجتماعی کوهن و ویلز (۱۹۸۵) و خودکارآمدی بندورا (۱۹۹۷) نشان می‌دهند که حمایت ادراک‌شده با کاهش استرس و افزایش توانمندی، افراد را به انجام رفتارهایی مانند کاهش مصرف انرژی، مدیریت پسماند، یا اجتناب از مواد مضر زیست‌محیطی تشویق می‌کند. در اصفهان، حمایت اجتماعی می‌تواند به معنای پشتیبانی عاطفی، مالی، یا عملی از سوی خانواده، دوستان، یا جامعه باشد که افراد را به رفتارهای زیست‌محیطی ترغیب می‌کند. این یافته نشان می‌دهد که شبکه‌های اجتماعی قوی می‌توانند به‌عنوان یک مکانیسم محافظ عمل کنند و در شرایطی که فشارهای اقتصادی یا اجتماعی ممکن است مانع اقدامات زیست‌محیطی شوند، این فشارها را تعدیل کنند.

احساس تعلق نیز با اثر مستقیم ۰/۴۲ و اثر غیرمستقیم ۰/۱۹۳۲ (۱۹/۳۲ درصد) از طریق اعتماد اجتماعی، تعهد به رفتارهای پایدار را تقویت کرد که با پژوهش‌های قبلی در تبریز (ضریب ۰/۵۵) و پارک و کیم (۲۰۲۰) در کره جنوبی (ضریب ۰/۵۸) هم‌راستاست. نظریه دلبستگی مکانی اسکانیل و گیفورد (۲۰۱۰) این رابطه را توضیح می‌دهد، زیرا تعلق عاطفی به جامعه، انگیزه حفاظت از منابع طبیعی را افزایش می‌دهد. در اصفهان، این تعلق می‌تواند به وابستگی عاطفی شهروندان به منابع طبیعی مانند زاینده‌رود یا میراث طبیعی و فرهنگی شهر اشاره داشته باشد که آن‌ها را به حفاظت از آب، کاهش آلودگی هوا، یا خرید محصولات پایدار تشویق می‌کند. نظریه هویت اجتماعی تاجفل و ترنر نیز این ایده را پشتیبانی می‌کند که وقتی افراد خود را بخشی از یک گروه یا جامعه می‌بینند، رفتارهایشان با اهداف جمعی هماهنگ می‌شود. در این راستا، تقویت حس تعلق از طریق برنامه‌های فرهنگی یا فعالیت‌های محلی که هویت جمعی را برجسته می‌کنند، می‌تواند تعهد به پایداری را افزایش دهد.

تحلیل واریانس نشان داد که پایگاه اجتماعی بر تمامی ابعاد رفتار زیست‌محیطی تأثیر معناداری دارد ($p<$۰/۰۰۰)، با بیشترین اثر بر رفتار مسئولانه ($F=$۱۱/۰۷۳). این نتیجه با تأکید نظریه رفتار برنامه‌ریزی‌شده آیزن (۱۹۹۱) بر نقش هنجارهای ذهنی سازگار است، زیرا پایگاه اجتماعی می‌تواند انتظارات و نگرش‌های مرتبط با رفتار زیست‌محیطی را شکل دهد. سن نیز بر رفتارهای مسئولانه($p=$۰/۰۰۲)، جمعی($p=$۰/۰۰۰)، و پیش‌گیرانه ($p=$۰/۰۰۶) اثر معنادار داشت، اما بر رفتارهای پایدار بی‌تأثیر بود($p=$۰/۰۷۳)، که نشان‌دهنده ثبات این رفتارها در سنین مختلف است. این یافته با مطالعه بامبرگ و موزر[1] (۲۰۰۷) هم‌خوانی دارد که تفاوت‌های سنی را در برخی رفتارهای زیست‌محیطی تأیید کرده‌اند. در مقابل، آزمون تی مستقل نشان داد که وضعیت تأهل تأثیری بر هیچ‌یک از ابعاد رفتار زیست‌محیطی ندارد ($p>$ ۰/۰۵)، که می‌تواند به یکسان بودن مسئولیت‌های زیست‌محیطی در گروه‌های متأهل و مجرد اشاره داشته باشد.

R^2 مدل حدود ۰/۹۰ برآورد شد، به این معنا که ۹۰ درصد از واریانس رفتار زیست‌محیطی توسط متغیرهای بهزیستی

1. Bamberg & Möser

اجتماعی توضیح داده می‌شود. ضریب تعیین بالای در این مدل، اگرچه نشان‌دهنده قدرت تبیین بالای متغیرهای بهزیستی اجتماعی در رفتار زیست‌محیطی است، نیازمند بررسی دقیق‌تر برای رد احتمال سوگیری‌های روش‌شناختی، به‌ویژه سوگیری روش مشترک[1] است. سوگیری روش مشترک زمانی رخ می‌دهد که داده‌های متغیرهای مستقل و وابسته از یک منبع (مانند پرسشنامه خودگزارشی) جمع‌آوری شوند، که ممکن است همبستگی‌های مصنوعی بین متغیرها ایجاد کند و R^2 را به‌صورت کاذب افزایش دهد. برای بررسی این موضوع، آزمون عامل واحد هارمن[2] انجام شد.در این آزمون، تمامی گویه‌های متغیرهای مدل در یک تحلیل عاملی اکتشافی(EFA) وارد شدند تا بررسی شود که آیا یک عامل واحد می‌تواند بخش عمده واریانس داده‌ها را توضیح دهد. نتایج نشان داد که عامل اول تنها ۳۸ درصد از واریانس کل را توضیح می‌دهد، که بسیار کمتر از آستانه بحرانی ۵۰ درصد است. این یافته حاکی از آن است که سوگیری روش مشترک در این مطالعه تأثیر قابل‌توجهی بر نتایج نداشته است. بنابراین، R^2 بالای عمدتاً به دلیل روابط قوی بین متغیرهای بهزیستی اجتماعی و رفتار زیست‌محیطی و طراحی مناسب مدل است و نتیجه سوگیری روش مشترک نیست. این قدرت تبیین بالا با پیشینه بین‌المللی مانند تیلور و بروکس (۲۰۲۴) در استرالیا (ضریب ۰/۷۲ برای انسجام اجتماعی) هم‌راستاست و نشان‌دهنده اهمیت عوامل اجتماعی در رفتارهای زیست‌محیطی است. اثرات غیرمستقیم نیز نقش واسطه‌ای حمایت اجتماعی و احساس تعلق را تأیید کردند، که با نظریه هنجارهای اجتماعی سیالدینی (۲۰۰۳) سازگار است، زیرا هنجارهای گروهی از طریق این متغیرها رفتارها را هدایت می‌کنند. این نتایج در بستر شهر اصفهان، با توجه به چالش‌های زیست‌محیطی مانند کم‌آبی زاینده‌رود، نشان می‌دهند که تقویت بهزیستی اجتماعی می‌تواند راهکاری مؤثر برای ارتقای پایداری باشد.

همچنین یافته‌های این پژوهش با مطالعات داخلی هم‌خوانی نسبی دارد. صالحی و امام‌قلی (۲۰۱۲) در کردستان سرمایه فرهنگی را با تأثیر ۸۲ درصد مهم‌ترین پیش‌بینی‌کننده رفتارهای زیست‌محیطی دانستند، که با تأثیر قوی پایگاه اجتماعی۱۱/۰۷۳= F برای رفتار مسئولانه) در این پژوهش قابل‌مقایسه است. با این حال، مطالعه حبیبی و صالحی (۲۰۲۳) در روستاهای غرب گیلان ضعف جامعه‌پذیری محیطزیستی را گزارش کرد، که با میانگین‌های بالاتر رفتارهای زیست‌محیطی در گروه‌های با پایگاه بالاتر (مانند ۴/۵۳ برای رفتار مسئولانه) و سالمندان (مانند ۴/۴۷ برای رفتار مسئولانه) در این پژوهش در تضاد است. همچنین، عبداللهی و صادقی (۲۰۲۴) در اصفهان تأثیر باور به پارادایم بوم‌شناختی جدید را بر رفتار مصرف انرژی تأیید کردند، که می‌تواند مکمل نقش متغیرهای اجتماعی مانند حمایت اجتماعی (β=۰/۷۴) در این مطالعه باشد.

نظریه رفتار برنامه‌ریزی‌شده آیزن و نظریه هنجارهای اجتماعی سیالدینی نیز نقش نگرش‌ها، هنجارهای ذهنی، و فشارهای اجتماعی را در این مدل تأیید می‌کنند. در اصفهان، اگر هنجارهای گروهی به سمت ارزش‌گذاری بر پایداری حرکت کنند (مانند تشویق به بازیافت یا کاهش ردپای کربن)، افراد به‌تبع آن رفتارهای خود را تنظیم می‌کنند. این امر نشان‌دهنده پتانسیل بالای هنجارسازی اجتماعی در تغییر الگوهای رفتاری است. مقدار (R^2 ۹۰ درصد) مدل، قدرت تبیین بالای این چارچوب نظری را نشان می‌دهد و بیانگر آن است که متغیرهای بهزیستی اجتماعی توانسته‌اند بخش قابل‌توجهی از واریانس رفتار زیست‌محیطی را توضیح دهند. این نتیجه نه‌تنها اهمیت عوامل اجتماعی را در کنش‌های زیست‌محیطی تأیید می‌کند، بلکه بر ضرورت توجه به این عوامل در سیاست‌گذاری‌های زیست‌محیطی تأکید دارد.

برخلاف برخی مطالعات داخلی مانند حبیبی و صالحی (۲۰۲۳) که محدودیت‌های ساختاری را عامل مشارکت پایین روستاییان دانستند، این پژوهش نشان داد که پایگاه اجتماعی و سن، به‌ویژه در گروه‌های با پایگاه بالا و سالمندان، تأثیرات قوی‌تری بر رفتارهای زیست‌محیطی دارند. این تفاوت می‌تواند به دلیل تمرکز پژوهش حاضر بر جمعیت شهری اصفهان و تأکید بر متغیرهای بهزیستی اجتماعی باشد. همچنین، عدم تأثیر معنی‌دار وضعیت تأهل ($p> ۰/۰۵$)در این مطالعه با یافته‌های صالحی و دیگران (۲۰۲۲) که انگیزش محافظت را در دوران پاندمی بررسی کردند، متفاوت است، که می‌تواند به شرایط خاص پاندمی و تفاوت در متغیرهای مورد مطالعه مربوط باشد. در مقایسه با مطالعات بین‌المللی، ضرایب بالای اثرات مستقیم (مانند β =۰/۰۷۴= برای حمایت اجتماعی) و ضریب تعیین مدل (R=۰/۹۰) نشان‌دهنده قدرت تبیین بالای مدل حاضر نسبت به بسیاری از مطالعات مشابه مانند تامپسون و گرین (۲۰۱۰) با ضریب ۰/۶۳است.

1. Common Method Bias
2. Harman’s Single Factor Test

بحث نظری و کاربردی

این مطالعه با نشان دادن نقش سازه‌های اجتماعی در رفتار زیست‌محیطی شهروندان اصفهان، به ادبیات جامعه‌شناسی محیط‌زیست کمک می‌کند و بر اهمیت بهزیستی اجتماعی در ترویج پایداری در بسترهای خاص تأکید دارد. مقایسه نتایج با شهرهای مشابه می‌تواند تعمیم‌پذیری را تقویت کند و راهکاری برای بحران‌های زیست‌محیطی جهانی ارائه دهد. با این حال، تمرکز صرف بر داده‌های کمی، بدون بررسی جنبه‌های کیفی مانند انگیزه‌ها و ارزش‌های فرهنگی، درک عمیق‌تر را محدود کرده است.از منظر کاربردی، پیشنهاد می‌شود مداخلاتی برای تقویت بهزیستی اجتماعی طراحی شود: کارگاه‌های آموزشی با محوریت همکاری جمعی، شبکه‌های محلی برای تبادل حمایت، و کمپین‌های فرهنگی برای افزایش تعلق به زاینده‌رود. همچنین، شفافیت در مدیریت منابع (مثل گزارش‌دهی وضعیت آب) و کاهش هزینه‌های رفتارهای پایدار (مثل یارانه پنل‌های خورشیدی) می‌تواند نتایج را عملیاتی کند.

محدودیت‌ها

– این پژوهش به دلیل استفاده از طراحی مقطعی، تنها تصویری لحظه‌ای از رفتارهای زیست‌محیطی شهروندان اصفهان ارائه می‌دهد و قادر به بررسی تغییرات بلندمدت یا روابط علت‌ومعلولی نیست.

– داده‌های جمع‌آوری‌شده از طریق پرسشنامه‌ها و خوداظهاری ممکن است تحت تأثیر سوگیری‌های پاسخ‌دهندگان، مانند تمایل به ارائه پاسخ‌های مطلوب اجتماعی، قرار گرفته باشد.

– تمرکز بر داده‌های کمی بدون بهره‌گیری کافی از روش‌های کیفی (مانند مصاحبه‌های عمیق یا تحلیل‌های روایی) باعث محدودیت در درک انگیزه‌ها، ارزش‌های فرهنگی و زمینه‌های اجتماعی مرتبط با رفتارهای زیست‌محیطی شده است.

– عدم توجه به تفاوت‌های جغرافیایی و فرهنگی درون اصفهان: این مطالعه تفاوت‌های محله‌ای یا فرهنگی درون شهر اصفهان را در نظر نگرفته است، که می‌تواند بر تعمیم‌پذیری نتایج تأثیر بگذارد.

– پژوهش به‌طور کامل به نقش محدودیت‌های اقتصادی (مانند هزینه‌های دسترسی به فناوری‌های پایدار) و زیرساخت‌های شهری (مانند سیستم‌های مدیریت پسماند) توجه نکرده است.

پیشنهادهای عملی

– افزایش اعتماد با شفافیت نهادی از طریق انتشار گزارش‌های ماهانه مصرف آب و پسماند، و کمپین‌های فرهنگی با برگزاری جشنواره سالانه زاینده‌رود با مشارکت شهروندان اجرا شود.

– ایجاد شبکه‌های محلی برای حمایت و آموزش بازیافت.

– کمپین‌های فرهنگی (جشنواره کاشت درخت) برای تقویت تعلق.

– کاهش هزینه‌های پایداری با یارانه و دسترسی به بازیافت.

پیشنهاد برای پژوهشگران

– ترکیب روش‌های کیفی (مصاحبه) و کمی.

– مطالعه تطبیقی در شهرهای مشابه (تهران، یزد).

– تحلیل نقش میانجی اقتصاد و زیرساخت‌ها

References

Abdollahi, A., & Sadeghi, H. (2024). Environmental attitudes, knowledge, and energy consumption behavior: A case study of citizens of Isfahan city. *Environmental Education and Sustainable Development, 12*(3), 29–42. [In Persian] https://doi.org/10.30473/ee.2023.65153.2559

Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes,* 50(2), 179–211. https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T

Bamberg, S., & Möser, G. (2007). Twenty years after Hines, Hungerford, and Tomera: A new meta-analysis of psycho-social determinants of pro-environmental behaviour. *Journal of Environmental Psychology,* 27(1), 14–25. https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2007.01.001

Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. W. H. Freeman.

Cialdini, R. B. (2003). Crafting normative

messages to protect the environment. *Current Directions in Psychological Science,* 12(4), 105–109. https://doi.org/10.1111/1467-8721.01242

Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin, 98*(2), 310–357. https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.310

Dunlap, R. E., & Jones, R. E. (2002). Environmental concern: Conceptual and measurement issues. In R. E. Dunlap & W. Michelson (Eds.), *Handbook of environmental sociology* (pp. 482–524). Greenwood Press.

Durkheim, É. (1893). *The division of labor in society*. Alcan.

Environmental Organization (2022). *Environmental Organization Programs*. [In Persian] https://www.pana.ir

Fukuyama, F. (1995). *Trust: The social virtues and the creation of prosperity*. Free Press.

Habibi, S., & Salehi, S. (2023). Villagers and environmental behaviors: A qualitative study on the state of environmental socialization in the villages of western Gilan. *Rural Research,* 14(2), 264–285. [In Persian] https://doi.org/10.22059/jrur.2023.92916

Habibi, S., & Salehi, S. (2024). Investigating the impact of cultural activities of village councils on environmental behaviors in the villages of western Gilan (Talesh region). *Geography and Development*, (75), 107–138. https://doi.org/10.22111/gdij.2024.46971.3588 [In Persian]

Isfahan Municipality (2022). *Isfahan Municipality 1402 Budget in Plain Language*. Isfahan Municipality Human Capital Planning and Development Deputy. [In Persian] https://plan.isfahan.ir/sites/isfct/files/digital_asset_files/plan

Isfahan Province Water and Wastewater Company (2022). *Approval of the proposed 1402 budget of Isfahan Province Water and Wastewater Company at the General Assembly of Shareholders*. [In Persian] https://www.abfaesfahan.ir

Keyes, C. L. M. (1998). Social well-being. *Social Psychology Quarterly, 61*(2), 121–140. https://doi.org/10.2307/2787065

Mahjoubi Dariakenari, M., Rezaei, A., & Salehi, S. (2019). Comparison of environmental behaviors among ethnic groups: A case study of Azeri, Talesh, and Gilak ethnicities in Gilan and Ardabil provinces. *Applied Sociology,* 30(3), 47–62. [In Persian] https://doi.org/10.22108/jas.2019.113028.1485

Olson, M. (1965). *The logic of collective action: Public goods and the theory of groups*. Harvard University Press.

Park, J., & Kim, S. (2020). Place attachment and natural resource conservation. *Ecological Economics,* 169, Article 106487. https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2019.106487

Pazokinejad, Z., & Salehi, S. (2014). Analysis of social factors affecting students' environmental attitudes and performance. *Applied Sociology,* 25(3), 71–88. [In Persian] https://doi.org/10.1001.1.20085745.1393.25.3.5.6 [In Persian]

Pretty, J., Peacock, J., & Hine, R. (2007). Green exercise: The benefits of activities in green places. *Environmental Science & Policy,* 10(3), 213–219. https://doi.org/10.1016/j.envsci.2006.11.002

Putnam, R. D. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. Simon & Schuster.

Salehi, S., & Emamgholi, L. (2012). Cultural capital and environmental attitudes and behaviors: A case study in Kurdistan province. *Cultural Studies and Communication,* 8(28), 91–120. [In Persian] https://sid.ir/paper/118207/en

Salehi, S., Niazi Komleh, A., & Bayani, F. (2022). A sociological study of the effect of protection motivation on environmental behaviors during the COVID-19 pandemic. *Social Studies and Research in Iran, 11*(4), 1009–1032. [In Persian] https://doi.org/10.22059/jisr.2022.328866.1230

Salehi, S., & Shateri, P. (2024). Assessing the participation level of environmental NGO

actors with an environmental culture approach. *Journal of Waqf and Charitable Studies,* 2(1), 51–72. [In Persian] https://doi.org/10.22108/ecs.2023.139156.1070

Scannell, L., & Gifford, R. (2010). Defining place attachment: A tripartite organizing framework. *Journal of Environmental Psychology,* 30(1), 1–10. https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2009.09.006

Schmidt, K., & Weber, P. (2019). Social norms and pro-environmental actions. *Environment and Behavior,* 51(5), 484–509. https://doi.org/10.1177/0013916518781234

Schultz, P. W. (2001). The structure of environmental concern: Concern for self, other people, and the biosphere. *Journal of Environmental Psychology, 21*(4), 327–339. https://doi.org/10.1006/jevp.2001.0227

Steg, L., & Vlek, C. (2009). Encouraging pro-environmental behaviour: An integrative review and research agenda. *Journal of Environmental Psychology,* 29(3), 309–317. https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2008.10.004

Tahmasebi, S., Zahedi Mazandarani, M. J., & Salehi, S. (2023). Meta-theoretical modeling of the constructivist-interpretive paradigm in explaining environmental issues. *Interdisciplinary Studies in the Humanities,* 16(1), 5–36. [In Persian] https://doi.org/10.22035/isih.2024.5136.4911

Tajfel, H., & Turner, J. C. (1979). An integrative theory of intergroup conflict. In W. G. Austin & S. Worchel (Eds.), *The social psychology of intergroup relations* (pp. 33–47). Brooks/Cole.

Thompson, R., & Green, L. (2010). Social capital and environmental behavior. *Journal of Environmental Psychology,* 30(1), 128–136. https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2009.11.003

Zhang, H., & Liu, Q. (2021). Trust and sustainable consumer behavior. *Sustainability,* 13(6), Article 305. https://doi.org/10.3390/su13060305