

تبیین علل مؤثر بر رفتار دوست دار محیط زیست با تکیه بر نقش جنسیت در شهروندان شهر تهران

سپیده خوشبین^۱، مژگان زعیم‌دار^۲، رکسانا موگوبی^۳، رخشاد حجازی^۴

(تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۱/۱۵، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۱۵)

چکیده

مطالعات جهانی تفاوت چشمگیری در بروز رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه بین زنان و مردان نشان می‌دهد و به نقش زنان در حرکت به سوی توسعه‌پایدار اشاره کرده است. هدف این پژوهش تبیین و تحلیل شاخص‌های مؤثر بر رفتار دوست‌دار محیط‌زیست با تکیه بر نقش جنسیت در شهروندان شهر تهران است. یافته‌ها نشان می‌دهد عوامل درونی و بیرونی متعددی در بروز رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه نقش دارند. مقاله حاضر به روش توصیفی-پیمایشی و به شیوه تحلیل محتوى کمی با نگاهی همه‌جانبه به عوامل مؤثر در بروز رفتارهای دوست‌دار محیط‌زیست شهروندان شهر تهران پرداخته است. حجم نمونه ۶۴۱ نفر و شهر تهران قلمرو مکانی این تحقیق را تشکیل می‌دهد. داده‌های گردآوری شده از طریق پرسشنامه با استفاده از روش‌های تحلیل آماری آزمون تی دو نمونه‌ای مستقل و ضربی همبستگی پیرسون در محیط نرم‌افزار رایانه‌ای SPSS مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. تحلیل‌های آماری نشان می‌دهد جنسیت در بروز رفتارهای دوست‌دار محیط‌زیست تأثیر بهسزایی دارد.

واژگان کلیدی: جنسیت، رفتار دوست‌دار محیط‌زیست، عوامل بیرونی، عوامل درونی

۱ sepidkhoshbin@gmail.com

دانشجوی دکتری مدیریت محیط‌زیست، دانشگاه آزاد اسلامی

۲ استادیار گروه علوم مهندسی و محیط‌زیست، دانشگاه آزاد اسلامی (نویسنده مسئول)

۳ دانشیار گروه علوم مهندسی و محیط‌زیست، دانشگاه آزاد اسلامی

moogouei_roxana@yahoo.com

دانشگاه آزاد اسلامی

۴ استادیار گروه علوم مهندسی و محیط‌زیست، دانشگاه آزاد اسلامی

rokhshad47@yahoo.com

مقدمه و بیان مسئله:

یکی از حادترین مسائل امروز دنیا نقش چشم‌گیر انسان در آلودگی محیط‌زیست است. طبیعت پاک و سالم ضامن بقای نسل بشر است و پیوندی ناگسستی میان انسان و طبیعت وجود دارد. در سال‌های اخیر با گسترش شهرنشینی و صنعتی شدن جوامع در شهرهای بزرگ، مضلات بسیاری با ریشه‌های روان‌شناسی و جامعه‌شناسی در حوزه محیط‌زیست قابل لمس است. از این رو امروزه مسئولیت محیط‌زیستی به عنوان یکی از مباحث داغ مطرح و از اهمیت خاصی برخوردار است. جهان با چالش‌های محیط‌زیستی متعددی از گرم شدن زمین و کمبود آب گرفته تا آلودگی هوا و کاهش تنوع زیستی مواجه است. این مشکلات، پایداری محیط‌زیست و کیفیت زندگی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اغلب کشورهای در حال توسعه با مشکلات جدی محیط‌زیستی روبه‌رو هستند که بخش بزرگی از آن‌ها به رفتارهای انسانی مربوط می‌شود. مطالعات بسیاری نشان داده‌اند که بسیاری از مسائلی که امروز محیط‌زیست ما را تهدید می‌کند ریشه در رفتارهای انسانی و الگوهای رفتاری دارند (Steg & Vlek, 2008) و با اصلاح الگوهای رفتاری و تبدیل آن‌ها به رفتارهای دوستدار محیط‌زیست می‌توان این مشکلات را برطرف کرد (Amoah & Addoah 2020). در نتیجه انتخاب رفتار فردی مناسب برای ارتقای پایداری محیط‌زیست حائز اهمیت بسیاری است (Clayton et al. 2021). از این‌رو هنگامی سیاست‌ها و اقدامات دولتی نتایج مثبتی در پی خواهد داشت که شهروندان نیز مطابق با قوانین و سیاست‌ها، محیط‌زیست‌گرایانه رفتار کنند (Amoah & Addoah 2020).

تهران با جمعیتی که روزانه به ۱۲ میلیون نفر می‌رسد دارای مشکلات و مسائل بی‌شمار محیط‌زیستی است. از جمع‌آوری زباله و پسماند که میانگین روزانه آن در سال ۱۳۹۹ به ۵۸۹۶ تن می‌رسد (سازمان مدیریت پسماند شهرداری تهران) گرفته تا ترافیک و به دنبال آن آلودگی هوا. آمار نشان می‌دهد تعداد روزهایی که در سال ۱۳۹۹ هوای این کلان شهر سالم بوده است تنها ۱۷ روز است و ۱۰۷ روز در وضعیت ناسالم برای گروه‌های حساس از جمله کودکان، کهنسالان و افراد دارای بیماری زمینه‌ای سپری شده است (شرکت کنترل کیفیت هوا). این وضعیت به طور مستقیم و غیرمستقیم موجب ایجاد خستگی، اتلاف وقت، کاهش تحمل و تعامل افراد و به طور کلی خطرات زیادی برای سلامت جسمی و روانی شهروندان است. با توجه به ضرورت توسعه شهرها، آنچه در این میان اهمیت دارد توجه به عرصه‌های مختلف فرهنگی، اجتماعی، اقتصادی و حفظ نظم عوامل موجود در شهر جهت حرکت به سمت توسعه پایدار و محافظت از حقوق محیط‌زیستی شهروندان در زمان حال و آینده است.

پژوهش (یسری و همکاران، ۱۳۹۷) بر توسعه فرهنگی با تاکید بر رشد و توسعه موزون کیفی عناصر شهری، اجتماعی و فرهنگی جهت رفع نیازهای نسل امروز و آینده تاکید می‌کند. در بررسی

ابعاد مؤثر در مدیریت توسعه فرهنگی کلان شهر تهران این پژوهش به محیط‌زیست به عنوان یکی از ابعاد تاثیرگذار در توسعه فرهنگی شهر تهران پرداخته است. مطالعات تفاوت در بروز رفتار محیط-زیست‌گرایانه بین زنان و مردان را نشان می‌دهد (Xiao & Hong 2017) و (Clayton et al. 2021). از این‌رو ضرورت شناخت شاخص‌های تاثیرگذار در بروز رفتار محیط‌زیست‌گرایانه به تفکیک در دو گروه زنان و مردان نقش آن در تعیین سیاست‌گذاری‌ها و برنامه‌ریزی‌ها با هدف تغییر در الگوهای رفتاری انسان‌ها به عنوان کلید حل مشکلات محیط‌زیستی، بیش از پیش احساس می‌شود.

ادبیات نظری پژوهش:

در بررسی ادبیات نظری جامعه‌شناسی محیط‌زیست دو دسته رویکرد مشاهده می‌شود. رویکرد غالب جامعه‌شناسی که به محیط‌زیست به عنوان یک مبحث حاشیه‌ای پرداخته دوسته دوم نظریات جدید جامعه‌شناسی که حول محور محیط‌زیست شکل گرفته است.

نظریه‌های کلاسیک در جامعه‌شناسی محیط‌زیست:

دورکیم، مارکس و وبر از بنیان‌گذاران رویکرد کلاسیک جامعه‌شناسی هستند. از بین این سه نفر امیل دورکیم کمتر از همه به عنوان نظریه‌پرداز حوزه محیط‌زیست شناخته شده است. وی جایگاه واقعیت‌های اجتماعی را بالاتر از واقعیت‌های روان‌شناسی و زیست‌شناسی در نظر می‌گیرد و عقیده دارد واقعیت اجتماعی عملی است که قدرت اعمال فشار و محدودیت بر فرد داشته باشد. به عقیده کاتن (۹۲:۲۰۰۲) تلاش دورکیم بر یافتن راه حل بحران ناشی از افزایش جمعیت و کاهش منابع بوده است اما عدم دسترسی وی به دانش کنونی ما از بوم‌شناسی و تکامل را از دلایل عدم اتمام کار دورکیم می‌داند (هانیگان، ۱۳۹۴). وبر نیز مانند دورکیم بر عوامل اجتماعی جامعه تمرکز کرد. وبر از دو فرآیند مرتبط بهم در عصر حاضر با عنوان: تعمیق عقلانیت و گسترش عقلانیت نام برد (مورفی، ۱۹۹۴). هرچه ما بیشتر سعی کنیم امور را بر اساس اصول بی‌طرفانه پیش ببریم، راه را برای آثار ناخواسته و منفی هموارتر می‌کیم. این مسئله در ارتباط با طبیعت عدم عقلانیت اکولوژیکی خوانده می‌شود و دامنه وسیعی از پیامدهای فاجعه‌های تکنولوژی از زیالدهای هسته‌ای گرفته تا وقایع آلودگی مانند تخلیه صنعتی به لوله‌های فاضلاب شهری را شامل می‌شود (هانیگان، ۱۳۹۴). تحلیل مارکس و همکارش فردیک انگلس از ساختار و تغییر اجتماعی، نقطه شروع چندین نظریه بر جسته معاصر درباره محیط‌زیست است (هانیگان، ۱۳۹۴).

نظریه‌های نوین در جامعه‌شناسی محیط‌زیست:

در جامعه‌شناسی مباحث متعددی حول روابط بین محیط‌زیست و جامعه وجود داشته است و جامعه‌شناسان محیط‌زیست تقسیم‌بندی‌های متفاوتی از نظریه‌ها و دیدگاه‌های مربوط به رابطه بین محیط‌زیست و جامعه ارائه کرده‌اند. (Paul C. Stern, 2000) انواع نظریه‌های ارائه شده درباره محیط‌زیست را به سه دسته تقسیم می‌کند:

دسته اول: نظریه‌هایی که محیط‌زیست‌گرایی را به عنوان یک جهان‌بینی در نظر می‌گیرند: در این نظریه کنش انسان با این زیست‌کره آسیب‌پذیر در یک تعامل جدایی ناپذیر به سر می‌برد.

دسته دوم: نظریه‌هایی که ارزش‌ها را پایه و اساس محیط‌زیست‌گرایی می‌دانند: طبق نظر اینگلهارت (۱۹۹۰)، محیط‌زیست‌گرایی رویکردی از ارزش‌های فرامدرن است که در نتیجه ثروت و امنیت فزاینده کشورهای پیشرفته ظهرور کرده است. ارزش‌های مذهبی نیز توجه به محیط‌زیست را افزایش می‌دهند. سایرین رفتار محیط‌زیستی را به نظریه عمومی ارزش‌ها ربط می‌دهند و دریافت‌های ارزش‌های دیگرخواهانه در میان افرادی که در فعالیت‌های محیط‌زیستی شرکت می‌کنند بیشتر است.

دسته سوم: نظریه‌هایی که از رفتار دیگرخواهانه (نوع دوستانه) برای توضیح محیط‌زیست‌گرایی استفاده می‌کنند: این رویکرد توسط هرلین (۱۹۷۲) مطرح شد و دارای این پیش‌فرض است که چون کیفیت محیط‌زیستی یک خیر عمومی است، وجود انگیزه‌های نوع دوستانه برای شرکت مردم در آن ضروری است (Paul C. Stern, 2000). هانیگان (۲۰۰۶) معتقد است از نظر تاریخی جامعه‌شناسی محیط‌زیست از دو مرحله گذر کرده است. در مرحله اول جامعه‌شناسان محیط‌زیست عوامل کلیدی که موجب تخریب محیط‌زیست است را شناسایی کرده و در مرحله دوم حرکت به سوی ایجاد موثرترین فرآیندهای اصلاح و بهبود محیط‌زیست صورت گرفته است.

جنسیت و توسعه پایدار:

زنان به عنوان نیمی از جمعیت جهان نقش موثری در حرکت‌های اجتماعی از جمله حفظ محیط‌زیست و حرکت به سوی توسعه‌پایدار ایفا می‌کنند. پژوهش مونا آرام فر و همکاران (۱۳۹۹) به مهم‌ترین مولفه‌های اجتماعی زنان شامل نقش خانوادگی، فرهنگی، ارزشی و نقش اقتصادی – اجتماعی اشاره می‌کند. از این منظر زنان عامل بسیار تاثیرگذاری در تغییر نهاد خانواده، محیط کار و جامعه خواهند بود. واکاوی یک پژوهش توسعه‌پایدار را وابسته به سیاست‌های مشوق رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه می‌داند. این پژوهش نتایج مثبت قابل توجهی از اثر اینترنت در بروز رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه به ویژه در زنان و افراد تحصیل‌کرده نشان داده است و افزایش دسترسی به

اینترنت را در تشویق افراد به بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست مؤثر می‌داند (Gong et al., 2020). بر این اساس نمی‌توان از نقش جنسیت در توسعه‌پایدار چشم‌پوشی کرد.

چارچوب نظری:

رفتارهای دوستدار محیط‌زیست به واسطه برهمنکنش عوامل اجتماعی-اقتصادی و روان‌شناسی تعیین می‌شوند. همه عوامل مؤثر در بروز این رفتارها را می‌توان به سه دسته تحت عنوان عوامل بیرونی، درونی و جمعیت‌شناختی تقسیم کرد. دسته اول: عوامل بیرونی شامل فاکتورهای شغلی، اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی هستند. بسیاری از رفتارهای محیط‌زیستی فقط در صورتی به وقوع می‌پیوندند که زیرساخت‌های مورد نیاز آنها از قبل فراهم شده باشد (مانند سیستم حمل و نقل عمومی و سیستم بازیافت زباله). بنابراین فقدان فاکتورهای زیربنایی مانع برای بروز رفتارهای محیط‌زیستی است حتی اگر نگرش و نیت انجام این رفتار در شهروندان وجود داشته باشد. دسته دوم: عوامل دموگرافیک از قبیل سن، جنس، تحصیلات. دسته سوم: عوامل درونی مانند ارزش، هنجار، نگرش و... (کالموس و اجی من، ۲۰۰۲).

با ظهور روان‌شناسی محیط‌زیست در دهه ۱۹۶۰ در آمریکا، رشد چشم‌گیر آن در اوایل سال‌های ۲۰۰۰ و مطالعات روان‌شناسان برای یافتن ریشه‌های عملکرد محیط‌زیست‌گرایانه، ادبیات پژوهشی مرتبط با حوزه روان‌شناسی با مطالعه مدل‌های خطی رفتارهای دوستدار محیط‌زیست آغاز شد و متعاقباً به مدل‌های پیچیده‌تری مانند «نظریه فعال‌سازی هنجاری»^۱ یا «نظریه رفتار منطقی»^۲ یا «نظریه رفتارهای برنامه‌ریزی شده»^۳ رسید. در این مدل‌ها علاوه بر عوامل بیرونی، عوامل درونی متعددی مانند هنجار، نگرش، باور، آگاهی و... نقش مهمی بر عهده دارند. این عوامل همگی به عنوان عوامل شکل دهنده رفتار محیط‌زیست‌گرایانه در مدل‌های مذکور مطرح شده‌اند. انواع مدل‌ها و عوامل مؤثر در آن پس از استخراج و جمع‌بندی در شرح جدول آمده‌است:

^۱Norm Activation Theory

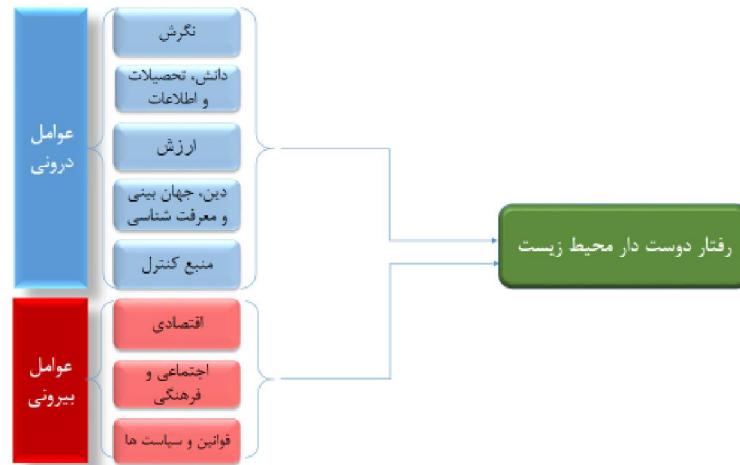
^۲Ajzen and Fishbein, 1980

^۳Ajzen, 1985, 1991

جدول(۱): مدل‌های رفتار دوستدار محیط‌زیست و عوامل مؤثر بر آن (کالموس و اجی من، ۲۰۰۲)

ردیف	مدل	عوامل مؤثر
۱	خطی	دانش- نگرش
۲	کنش عقلانی	نگرش- هنجارهای ذهنی- قصد و نیت- باورهای هنجاری- باورهای رفتاری
۳	پیش‌بینی رفتار محیط‌زیستی مسئولانه هاینس	دانش استراتژی کنش- منبع کنترل - نگرش- التزام زبانی- احساس تعهد فردی
۴	مبتنی بر رفتار خیرخواهانه، همدلی و رفتارهای دوستدار جامعه	خیرخواهی
۵	آلن و فرائد	کنترل شخصی- همدردی- مراقبت فعال
۶	مراقبت فعال (گلر)	عزت نفس- حس تعلق- کنترل شخصی- سخشنی
۷	استر	گرایش خیرخواهانه- گرایش اجتماعی- گرایش ایگوئیستی
۸	فیتکاون و کسل	نگرش- ارزش- دانش- زیرساخت‌ها مشوق رفتاری (مقبولیت اجتماعی- کیفیت زندگی- صرفه جویی مالی)- مشاهده و بازخورد
۹	بلیک	نگرش- خلق و خو- مسئولیت- منبع کنترل- عوامل اجتماعی- زمان کافی- منابع مالی- اطلاعات
۱۰	هزینه- رفتار دیکمن و پرایزن دونن فر	هزینه- زمان- نگرش
۱۱	کولموس و آژیمن (هشیاری دوستدار محیط‌زیستی)	عوامل درونی (باورها- نگرش- آگاهی- هنجارها- ارزش‌ها- هویت- دانش- دغدغه- هیجانات- عادتها- حیطه کنترل- انگیزه) عوامل بیرونی (عوامل اقتصادی- اجتماعی- درآمد) عوامل دموگرافیک (سن- جنس- تحصیلات- ساختار خانواده)

چارچوب این تحقیق بر اساس مدل کولموس و آژیمن (هشیاری محیط‌زیستی) است چراکه این مدل براساس صفات شخصیتی، فاکتورهای درونی و بیرونی متعددی شکل گرفته و در عین حال به روز شده مدل‌های قبلی است.



شکل(۱) - مدل تحقیق

در مطالعه تجارب و شناسایی طیف گسترده‌ای از عوامل مؤثر در بروز رفتار محیط‌زیست‌گرایانه و برای نیل به مجموعه‌ای همبسته از شاخص‌ها جهت طراحی الگوی مؤثر بر رفتارهای دوستدار محیط‌زیست باید میان مبانی نظری و شاخص‌های مؤثر در بروز رفتارهای دوستدار محیط‌زیست، پیوند مفهومی و ساختاری- کارکردی برقرار شود. از این منظر، در ابتدا با توجه به این موارد و با توجه به تجربیات جهانی و داخل کشور، طیفی از شاخص‌ها از میان مدل‌ها، مقالات و اسناد مرتبط (بالغ بر ۹۱ مورد) با روش مطالعات مروری توصیفی گردآوری، طبقه‌بندی و بررسی شد. جدول (۲) شامل مهم‌ترین عوامل مؤثر در بروز رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه بر اساس اسناد، مقالات و مدل‌ها است:

جدول(۲): مهم‌ترین عوامل مؤثر در بروز رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه بر اساس اسناد، مقالات و مدل‌ها

دانش منجر به نگرش و نگرش منجر به رفتار دوستدار محیط‌زیست می‌شود (مدل خطی رفتار محیط‌گرایانه).

<p>علاوه بر دانش و نگرش، عادات هم نقش مهمی در بروز رفتار بر عهده داردن (Owens, 2000). بین نگرش و رفتار فاصله‌ای هست که شامل عوامل زیر است: تجربه مستقیم در مقابل تجربه غیرمستقیم، تاثیرات هنجاری، اختلاف زمانی، سنجش نگرش- رفتار (Rajecki, 1982).</p> <p>نگرش وقتی به طور مستقیم با رفتار زیستمحیطی ارتباط داشته باشد روی رفتار مؤثر است (Fishbein & Ajzen, 1975).</p> <p>نگرش روی نیت رفتار و نیت تحت تأثیر هنجارها و باورهای رفتاری قرار دارد (Ajzen &.</p>

جدول(۲): مهم‌ترین عوامل موثر در بروز رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه بر اساس اسناد، مقالات و مدل‌ها

<p>Fishbein, 1980)</p> <p>دانش استراتژی کنش، منبع کنترل، نگرش، التزام زبانی و احساس تعهد فردی، همچنین عوامل اقتصادی و اجتماعی، متغیرهای در ااباط با رفتار دوستدارانه محیط‌زیست هستند. (Hines, Hungerford and Tomera, 1990)</p> <p>رفتار خیرخواهانه و همدلی موجب بروز رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه است. (Eisenberg and Miller, 1987)</p> <p>رفتار خیرخواهانه و وضعیت بهتر اقتصادی موجب بروز رفتارهای دوستدار محیط‌زیست است. (Borden and Francis, 1978)</p> <p>وضعیت خوب اقتصادی لزوماً باعث بروز رفتارهای دوستدار محیط‌زیست نیست. (McLaren et al., 1998)</p> <p>عزت نفس، حس تعلق، کنترل شخصی، خودکارآمدی و خوشبینی عوامل مؤثر در رفتار محیط‌زیست‌گرایانه هستند. (Geller, 2002)</p> <p>کنترل شخصی، همدردی و مراقبت فعال عوامل مؤثر در بروز رفتارهای زیست‌محیطی هستند. (Allen and Ferrand, 1999)</p> <p>گرایش‌های اجتماعی، ایگوئیستی و بیوسفری انگیزه‌ای برای بروز رفتار زیست‌محیطی هستند. (Stern, 1993)</p> <p>نگرش و ارزش، امکان بروز رفتار محیط‌زیستی (شامل عوامل زیرساختی و اقتصادی)، مشوق‌های رفتاری (شامل مقبولیت اجتماعی، کیفیت زندگی و صرفه جویی مالی)، بازخورد مثبت ناشی از بروز رفتار محیط‌زیستی و تأثیر غیر مستقیم دانش بر رفتار و تأثیر مستقیم آن بر نگرش و ارزش، از عوامل مطرح در بروز رفتار محیط‌زیست‌گرایانه هستند. (Fietkau and Kessel, 1981)</p> <p>نگرش، خلق و خو، منبع کنترل، زمان کافی، وضعیت اقتصادی مناسب و اطلاعات کافی نقش مهمی در رفتارهای دوستدار محیط‌زیست ایفا می‌کنند. (Blake, 1999)</p> <p>جنسیت و تحصیلات بیشترین اثر را روی نگرش و رفتار زیست‌محیطی ایفا می‌کند. (Lehmann, 1999)</p> <p>عامل سن در بروز رفتار محیط‌زیستی تأثیر دارد. جوانان بیشتر از سال‌خورده‌گان رفتار محیط‌زیست‌گرایانه از خود بروز میدهند. (Arcury, 1990)</p> <p>سن از عوامل مهم است و قوی‌ترین جهان‌بینی محیط‌زیستی در سالین میال‌سالی دیده می‌شود. (Blaiki, 1994)</p> <p>دین، باورها، ارزش‌ها و اعتقادات از عوامل حفظ محیط‌زیست هستند (عابدی سروستانی، ۱۳۸۷).</p> <p>نگاه بشر به محیط‌زیست و معرفت‌شناسی و جهان‌بینی انسان، از عوامل مؤثر در رفتار محیط‌زیستی</p>
--

جدول(۲): مهم‌ترین عوامل مؤثر در بروز رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه بر اساس اسناد، مقالات و مدل‌ها

است (محقق داماد، ۱۳۸۰).

وجه فلسفی و دینی باید در رفتارهای انسان نسبت به محیط‌زیست مورد توجه قرار گیرد (شاهولی، ۱۳۷۸).

تبیین مفاهیم اخلاقی متناسب با تحولات اجتماعی از اهمیت بهسزایی برخوردار است (سروش، ۱۳۸۱).

اخلاق دینی در نوع برخورد انسان با طبیعت نقش دارد (دی پائولاف، ۲۰۰۰). دین انسان را در بروز رفتار اخلاقی نسبت به محیط‌زیست موظف کرده است (عبدی سروستانی، ۱۳۸۶).

شناخت اصول و حفظ محیط‌زیست از تکالیف بشری و حقوق انسانی است (جوادی آملی، ۱۳۸۶). منبع کنترل درونی قوی‌تر باعث تغییر رفتار محیط‌گرایانه بیشتری است (کالموس و اجی من، ۲۰۰۲).

انگیزه از دلایل نیرومند بروز یک رفتار است (Preuss, 1999). دانش به طور غیر مستقیم موجب تقویت مکانیزم‌هایی است که تغییر در رفتار را تسهیل می‌کند (فردوسی و همکاران، ۱۳۸۶).

برای بروز هشیارانه رفتار محیط‌زیستی حداقلی از دانش مورد نیاز است گرچه جزئیات و دانش فنی کمکی به افزایش بروز این رفتار نمی‌کند، عوامل اقتصادی و فرهنگی به بروز رفتار محیط‌زیستی کمک می‌کند (Preuss, 1999).

ارزش‌های محیط‌زیستی خانواده، الگوها (آموزگاران یا دوستان)، آموزش و پرورش و سازمان‌های محیط‌زیستی از عوامل مؤثر در بروز رفتارهای دوستدار محیط‌زیست هستند (Chawla, 1999). نگرش محیط‌زیستی با رفتار محیط‌زیستی کم هزینه همبستگی زیادی دارد (Diekmann and Preisendoerfer, 1992).

عادت‌ها نقش مهمی در بروز رفتارها بر عهده دارند (کالموس و آجیمن، ۲۰۰۲). گردشگری فرهنگی و اکوتوریسم در مقایسه با گردشگری تفریحی در حفظ محیط‌زیست میزبان مؤثر است (فاضلی، جعفر صالحی، ۱۳۹۲).

ارتباط با افرادی که هنجارهای محیط‌زیست‌گرایانه دارند به احتمال بیشتری موجب بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست خواهد بود (Videras et al., 2012).

نگرانی درباره حسن شهرت فرد نیز بر رفتارهای دوستدار محیط‌زیستی تأثیر می‌گذارد (Alp'izarand Gsottbauer, 2015).

استراتژی محیط‌زیستی شرکت‌ها (آب و هوای سبز) به طور مثبت روی نیت کارکنان و رفتار سبز

جدول(۲): مهم‌ترین عوامل موثر در بروز رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه بر اساس اسناد، مقالات و مدل‌ها

آن‌ها تأثیر می‌گذارد (Norton et al., 2017).
رویکرد شادمانی به عنوان یک رویکرد نوین در ارزش‌گذاری محیط‌زیستی ظهرور کرده است (Welsch and Kühling, 2009).
انتظار لذت‌یابی از رفتارهای دوستدار محیط‌زیستی به طور مثبت روی نیت مشارکت در این رفتارها در آینده تأثیر دارد (Hartmann et al., 2017).
ارتباط با طبیعت قویا روی ارزش‌ها و نگرش‌ها و به دنبال آن بر رفتار اکولوژیکی و بهزیستی ذهنی تأثیر می‌گذارد (Mayer and Frantz, 2004).
احتمال وجود دغدغه‌های محیط‌زیستی در کسانی که با طبیعت ارتباط دارند، بیشتر است (Schultz et al., 2004).
ایدئولوژی سیاسی روی نگرش محیط‌زیستی تأثیر می‌گذارد (Guber, 2013).
افراد دموکراتیک و چپ‌گرای لیبرال بیشتر نگرش‌های محیط‌زیستی دارند تا افراد جمهوری خواه و محافظه‌کار (Dunlap, 1975).
حزبهای چپ و افرادی با گرایش‌های سیاسی مشابه، باورها و نگرش‌های محیط‌زیستی بیشتری دارند (Neumayer, 2004).
تحريم‌های محیط‌زیستی که در زمینه سیاست‌های محیط‌زیستی به کار برده می‌شوند، بازدارنده مناسبی بوده‌اند (Almer and Goeschl, 2010).
سیاست‌های خاص می‌توانند در ارتقای رفتار بازیافت مؤثر باشند (Kirakozian, 2016).
احتمال بروز رفتارهای دوستدار محیط‌زیست در افرادی که در اقتصادهای توسعه‌یافته با نیت‌های محیط‌زیستی زندگی می‌کنند بیشتر است (Morren and Grinstein, 2016).

فرضیه‌های تحقیق:

مطالعه حاضر مبتنی بر دو فرضیه صورت گرفته است:

جنسیت در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست تأثیر مستقیم دارد.

جنسیت افراد با بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست تفاوت معناداری دارد.

روش پژوهش:

رویکرد روش‌شناسی پژوهش حاضر توصیفی - پیمایشی است و به شیوه محتوى کمی انجام شده است. جهت گردآوری اطلاعات از منابع اسنادی و توزیع پرسش‌نامه بهره گرفته شده است. برای

بررسی روایی تحقیق صاحبنظران مرتبط با حیطه پژوهش مورد مشورت قرار گرفتند. در این پژوهش برای انتخاب خبرگان از روش گلوله برفی که یک روش غیر احتمالی در جامعه‌شناسی است استفاده شده و پرسشنامه توسط ۲۶ نفر از استادی حوزه محیط‌زیست و جامعه‌شناسی تائید شده‌است. جامعه آماری این پژوهش را شهرهودان شهر تهران تشکیل می‌دهند. روش نمونه‌گیری تصادفی و حجم نمونه طبق فرمول کوکران و جدول مورگان ۶۴۱ نفر و مناطق ۲۲ گانه شهر تهران قلمرو مکانی این تحقیق را تشکیل می‌دهد. در آزمون فرضیه‌های پژوهش داده‌های گردآوری شده از طریق پرسشنامه با استفاده از روش‌های تحلیل آماری چون آزمون T دو نمونه‌ای مستقل و ضریب همبستگی پیرسون در محیط نسخه ۲۲ نرمافزار رایانه‌ای SPSS مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

مطالعه عوامل استخراج شده از منابع داخلی و خارجی (۲۴ مورد در کل) بر اساس درصد فراوانی نشان‌دهنده بیشترین عوامل مؤثر در بروز رفتار محیط‌زیست‌گرایانه است. این شاخص‌ها به ترتیب عبارتند از: نگرش (۱۶/۴۸ درصد)، دانش، تحصیلات و اطلاعات (۱۲/۰۹ درصد)، دین، جهان‌بینی و معرفت‌شناسی (۷/۶۹ درصد)، اقتصادی (۷/۶۹ درصد)، منبع کنترل (۵/۴۹ درصد)، ارزش (۳/۳۰ درصد) و اجتماعی و فرهنگی (۴/۴۰ درصد). سایر شاخص‌ها به دلیل فراوانی‌هایی با اعداد ۳ (درصد)، ۲ (۲/۲۰ درصد) و ۱ (۱/۱۰ درصد) از عوامل مورد بررسی در این پژوهش حذف شدند.

شایان ذکر است به دلیل اهمیت شاخص قوانین و سیاست‌گذاری‌ها در بروز رفتارهای دوستدار محیط‌زیست این عامل نیز با فراوانی (۲/۲۰ درصد) مورد بررسی قرار گرفته است؛ بنابراین با بررسی ۸ عامل، یک سوم عوامل مؤثر در بروز رفتارهای دوستدار محیط‌زیست مورد بررسی قرار گرفت. بدین ترتیب گویه‌های تبیین‌کننده رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه برای ۸ شاخص یعنی نگرش، دانش - تحصیلات و اطلاعات، دین، جهان‌بینی و معرفت‌شناسی، اقتصادی، منبع کنترل، ارزش، اجتماعی و فرهنگی و قوانین و سیاست‌گذاری‌ها تهیه و تدوین شد. در این مرحله برای نیل به شاخص‌های عملیاتی تر و همچنین بومی کردن شاخص‌ها مناسب با وضعیت ایران، همچنین بررسی روایی یا اعتبار^۱ آن به طرق محتوایی و صوری، بر اساس نظر گروه خبرگان شامل ۲۶ نفر از متخصصان حوزه‌های محیط‌زیست و جامعه‌شناسی، پرسشنامه‌ای برای ۸ شاخص و با استفاده از طیف لیکرت ۵ گزینه‌ای طراحی، سنجیده و مورد راستی آزمایی قرار گرفت. با توجه به ضرایب هر کدام از شاخص‌ها، مجموع نمرات آن‌ها و نیز محاسبه میانگین و انحراف معیار، استانداردسازی و اطمینان از تناسب گویه‌ها با شاخص‌ها انجام شده و بر این اساس مناسب‌ترین گویه‌ها برای هریک از شاخص‌ها شناسایی و مورد مطالعه قرار گرفت. برای بالا بردن پایایی ابزار سنجش از آلفای کرونباخ

^۱ Validity

استفاده شد و گویه‌های نامفهوم برای پاسخ‌گوییان اصلاح و گویه‌های نامناسب حذف شدند. جدول شماره (۳) ضرایب آلفای کرونباخ در شاخص‌ها را نشان می‌دهد.

جدول (۳): ضرایب آلفای کرونباخ شاخص‌های اصلی تحقیق

شاخص	تعداد گویه	مقدار آلفای کرونباخ
عواامل درونی	۱۰	۰/۸۶۷
	۱۰	۰/۸۱۱
	۸	۰/۷۵۰
	۷	۰/۸۱۴
	۶	۰/۶۹۳
	۸	۰/۷۸۹
	۹	۰/۷۸۱
	۸	۰/۸۰۴
عواامل بیرونی	ارزش	منبع کنترل
	اقتصادی	اجتماعی و فرهنگی
	قوانین و سیاست‌ها	قوانین و سیاست‌ها

تجزیه و تحلیل:

یافته‌های توصیفی تحقیق:

با توجه به جدول شماره (۴)، یافته‌های توصیفی تحقیق نشان می‌دهد از میان ۶۴۱ نفر پاسخ‌دهندگان به پرسشنامه ۲۹/۵ درصد را مردان و ۷۰/۵ درصد را زنان تشکیل می‌دهند. همچنین ۷۱/۵ درصد متأهل و ۲۸/۵ درصد مجرد بودند. در بخش تحصیلات، پاسخ‌دهندگان دارای مدرک کارشناسی، کارشناسی ارشد و دیپلم به ترتیب با ۴۴/۳، ۲۹/۲ و ۱۷/۹ درصد، بیشترین مقدار را به خود اختصاص داده‌اند. از نظر سن گروه‌های ۳۰ تا ۳۹ و ۴۰ تا ۴۹ سال به ترتیب با ۴۱/۱۳ و ۳۱/۴ درصد، بیشترین تعداد پاسخ‌دهندگان را در برمی‌گیرند. در ویژگی شغل، کارمندان، افراد خانه‌دار و دارای شغل آزاد به ترتیب با ۱۶/۴، ۴۵/۷ و ۱۲/۳ درصد دارای بیشترین تعداد هستند. در بررسی سطح درآمد ماهانه بازه‌های ۲ تا ۴، ۴ تا ۶ و ۶ تا ۸ میلیون تومان به ترتیب با ۲۹/۳، ۲۷/۰ و ۱۴/۷ درصد، بیشترین سهم مشارکت را در پاسخ‌دهندگان به پرسشنامه را بر عهده داشتند.

جدول (۴): ویژگی‌های فردی پاسخ‌دهندگان

درصد	تعداد	ویژگی		درصد	تعداد	ویژگی	
۲/۸	۱۸	زیر ۲۰ سال	سن	۲۹/۵	۱۸۹	مرد	جنسيت
۸/۴	۵۴	سال ۲۹-۲۰		۷۰/۵	۴۵۲	زن	
۴۱/۱۳	۲۶۵	سال ۳۹-۳۰		۴/۵	۲۹	۱ نفر	
۳۱/۴	۲۰۱	سال ۴۹-۴۰		۱۹/۲	۱۲۳	۲ نفر	
۱۲/۳	۷۹	سال ۵۹-۵۰		۳۳/۴	۲۱۴	۳ نفر	
۲/۳	۲۱	سال ۶۹-۶۰		۳۱/۰	۱۹۹	۴ نفر	
۰/۵	۳	سال و بالاتر ۷۰		۱۱/۹	۷۶	۵ نفر و بیشتر	
۱۰/۵	۶۷	کمتر از ۲ میلیون تومان	سطح درآمد ماهانه	۷۱/۵	۴۵۸	متاهل	وضعیت تأهل
۲۹/۳	۱۸۸	۲ تا ۴ میلیون تومان		۲۸/۵	۱۸۳	مجرد	
۲۷/۰	۱۷۳	۴ تا ۶ میلیون تومان		۴۵/۷	۲۹۳	کارمند	
۱۴/۷	۹۴	۶ تا ۸ میلیون تومان		۱۲/۳	۷۹	آزاد	
۷/۶	۴۹	۸ تا ۱۰ میلیون تومان		۱۶/۴	۱۰۵	خانهدار	
۱۰/۹	۷۰	بیالاتر از ۱۰ میلیون تومان		۲/۸	۱۸	کارگر	شغل
۳/۳	۲۱	زیر دیپلم		۷/۰	۴۵	بازنشسته	
۱۷/۹	۱۱۵	دیپلم	تحصیلات	۴/۲	۲۷	دانشجو	
۴۴/۳	۲۸۴	کارشناسی		۲/۵	۱۶	بیکار	
۲۹/۲	۱۷۸	کارشناسی ارشد		۹/۰	۵۸	سایر	
۵/۳	۳۴	دکتری					

برای تبیین رابطه نقش جنسیت در بروز رفتارهای دوستدار محیط‌زیست، نخست در بخش یافته‌های توصیفی وضعیت شاخص‌های رفتار دوستدار محیط‌زیست به تفضیل مورد بحث و بررسی قرار گرفت و در ادامه جمع‌بندی یافته‌های توصیفی، میانگین شاخص‌های رفتاری شهروندان محاسبه شد.

آمار استنباطی:

برای آزمون فرضیه پژوهش جهت روشن شدن وجود و یا عدم وجود رابطه بین جنسیت و رفتار دوستدار محیط‌زیست ابتدا از آزمون همبستگی اسپیرمن استفاده شده است. نتایج آزمون اسپیرمن برای معناداری و عدم معناداری رابطه جنسیت و میزان رابطه دوستدار محیط‌زیست بر اساس نتایج پرسشنامه به شرح جدول زیر است:

جدول(۵): ضریب همبستگی اسپیرمن رابطه بین جنسیت و رفتار دوستدار محیط‌زیست

مُؤلفه‌های رفتار دوستدار محیط‌زیست	حجم نمونه	آماره آزمون اسپیرمن	سطح معناداری (sig)
دانش، تحصیلات و اطلاعات	۶۴۱	-۰/۴۸۳	-۰/۰۰۰
عوامل اقتصادی	۶۴۱	-۰/۳۷۱	-۰/۰۰۰
عوامل فرهنگی و اجتماعی	۶۴۱	-۰/۵۳۳	-۰/۰۰۰
منبع کنترل (تأثیرگذار فردی)	۶۴۱	-۰/۴۲۱	-۰/۰۰۰
ارزش	۶۴۱	-۰/۴۸۹	-۰/۰۰۰
نگرش	۶۴۱	-۰/۶۴۱	-۰/۰۰۰
دین، جهان‌بینی و معرفت‌شناسی	۶۴۱	-۰/۲۳۳	-۰/۰۳۱
قوانين و سیاست‌ها	۶۴۱	-۰/۳۷۱	-۰/۰۰۰
میانگین کل متغیرها	۶۴۱	-۰/۴۳۸	-۰/۰۰۰

همان‌طور که در جدول (۵) آمده است، بین جنسیت و رفتار دوستدار محیط‌زیست شهروندان در شهر تهران در سطح ۹۹٪ همبستگی وجود دارد با در نظر گرفتن شاخص‌های مؤثر در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست و خروجی‌های حاصله از این آزمون، بین جنسیت و رفتار دوستدار محیط‌زیست همبستگی مثبت و غیرخطی وجود دارد. همچنین با توجه به سطح معناداری به دست آمده این همبستگی در همه شاخص‌ها معنادار است. بیشترین همبستگی از منظر جنسیت بر روی شاخص «نگرش» با مقدار -۰/۶۴۱ از دیدگاه شهروندان است و همان‌طور که ذکر شد، میزان ۹۹٪ معناداری را کسب کرده است و شاخص «دین، جهان‌بینی و معرفت‌شناسی» با مقدار -۰/۲۳۳ از دیدگاه شهروندان کمترین میزان همبستگی اسپیرمن را به خود اختصاص داده است که این نشان از اثرگذاری کم جنسیت بر روی این مؤلفه در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست شهروندان است. بنابراین مطالعه تحلیلی گوییها نشان می‌دهد می‌توان فرض عدم تأثیر جنسیت در بروز رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه را رد کرد و پذیرفت که بر اساس نظرات جامعه نمونه، تفاوت جنسیت در بروز

رفتارهای دوستدار محیط‌زیست مؤثر است. البته، در این قسمت پس از مشخص شدن وجود همبستگی میان جنسیت و رفتار دوستدار محیط‌زیست، تفاوت میانگین رفتار محیط‌زیست به تفکیک شاخص‌های مورد پژوهش در بین مردان و زنان با استفاده از آزمون T برای نمونه‌های مستقل^۱ مورد بررسی قرار گرفت.

تفاوت جنسیتی شاخص دانش، تحصیلات و اطلاعات در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست:
مقایسه میانگین‌های زنان و مردان در مؤلفه «دانش، تحصیلات و اطلاعات» از دیدگاه شهروندان شهر تهران با استفاده از آزمون T بیانگر این واقعیت است که میانگین زنان در تأثیر شاخص دانش، تحصیلات و اطلاعات در رفتار دوستدار محیط‌زیستی با امتیاز «۳/۹۵» بیشتر از میزان میانگین مردان با امتیاز «۳/۸۲» است که در جدول(۶) نشان داده شده است:

جدول(۶): میانگین و آزمون T تأثیر شاخص دانش، تحصیلات و اطلاعات در رفتار دوستدار محیط‌زیست در شهروندان شهر تهران بر اساس جنسیت

جنسیت	تعداد	میانگین	انحراف معیار	سطح معناداری آزمون لون	سطح معناداری آزمون T دو نمونه مستقل	مقدار T
مردان	۱۸۹	۳/۸۲	۰/۷۰۰	۰/۱۳۰	۰/۰۲۸	-۲/۲۰۷
زنان	۴۵۲	۳/۹۵	۰/۶۸۲	۰/۱۳۰	۰/۰۲۸	

با توجه به سطح معناداری آزمون لون ($\text{Sig} = 0/130$)، نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل آزمون T در شاخص «دانش، تحصیلات و اطلاعات» تفاوت بین نوع جنسیت را در بروز رفتار محیط‌زیستی معنی‌دار نشان می‌دهد ($\text{Sig} = 0/028$). بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت در سطح اطمینان ۹۵٪ تفاوت معناداری بر حسب جنسیت در شاخص «دانش، تحصیلات و اطلاعات» وجود دارد. بنابراین، با مقایسه میانگین جنسیت شهروندان می‌توان استنباط نمود که شاخص «دانش، تحصیلات و اطلاعات» تأثیر بیشتری در بروز رفتار محیط‌زیست‌گرایانه در زنان نسبت به مردان دارد.

تفاوت جنسیتی شاخص عوامل اقتصادی در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست:
مقایسه میانگین‌های زنان و مردان در شاخص «عوامل اقتصادی» از دیدگاه شهروندان شهر تهران با استفاده از آزمون T بیانگر این واقعیت است که میانگین مردان در اعتقاد به تأثیر عوامل اقتصادی در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست با امتیاز «۳/۹۳» بیشتر از میزان میانگین زنان با امتیاز «۳/۷۹» است که در جدول (۷) نشان داده شده است:

^۱ Independent sample T Test

جدول(۷): میانگین و آزمون T تأثیر شاخص اقتصادی در رفتار دوستدار محیط‌زیست در شهروندان شهر تهران بر اساس جنسیت

مقدار T	سطح معناداری آزمون T دو نمونه مستقل	سطح معناداری آزمون لون	انحراف معیار	میانگین	تعداد	جنسیت
۳/۱۷۳	۰/۰۰۲	۰/۰۱۹	۰/۴۳۹	۳/۹۳	۱۸۹	مردان
			۰/۵۵۹	۳/۷۹	۴۵۲	زنان

با توجه به سطح معناداری آزمون لون ($0/019 = \text{Sig}$) و با فرض نابرابری واریانس‌ها، نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل آزمون T در شاخص عوامل اقتصادی، تفاوت بین نوع جنسیت را در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست در شهر تهران معنی دار نشان می‌دهد ($\text{Sig} = 0/002$). بر این اساس «می‌توان نتیجه گرفت در سطح اطمینان ۹۵٪ تفاوت معناداری بر حسب جنسیت در شاخص «عوامل اقتصادی» وجود دارد. بنابراین، با مقایسه میانگین جنسیت شهروندان می‌توان استنباط نمود که شاخص «عوامل اقتصادی» در بروز رفتار محیط‌زیست‌گرایانه در مردان نسبت به زنان تاثیر بیشتری دارد.

تفاوت جنسیتی شاخص عوامل فرهنگی و اجتماعی در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست: مقایسه میانگین‌های زنان و مردان در شاخص «عوامل فرهنگی و اجتماعی» از دیدگاه شهروندان شهر تهران با استفاده از آزمون T بیانگر این واقعیت است که میانگین زنان در اعتقاد به تأثیر عوامل اجتماعی در رفتار دوستدار محیط‌زیست با امتیاز «۴/۱۱» بیشتر از میزان میانگین مردان با امتیاز «۴/۰۲» است.

جدول(۸): میانگین و آزمون T تأثیر شاخص فرهنگی و اجتماعی در رفتار دوستدار محیط‌زیست در شهروندان شهر تهران بر اساس جنسیت

مقدار T	سطح معناداری آزمون T دو نمونه مستقل	سطح معناداری آزمون لون	انحراف معیار	میانگین	تعداد	جنسیت
-۲/۲۲۶	۰/۰۲۶	۰/۴۱۸	۰/۵۲۱	۴/۰۲	۱۸۹	مردان
			۰/۵۰۶	۴/۱۱	۴۵۲	زنان

با توجه به سطح معناداری آزمون لون ($\text{Sig} = 0.0418$), با فرض برابری واریانس‌ها، نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل آزمون T در شاخص عوامل فرهنگی و اجتماعی، تفاوت بین نوع جنسیت در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست را معنی‌دار نشان می‌دهد ($\text{Sig} = 0.026$). بنابراین می‌توان نتیجه گرفت در سطح اطمینان ۹۵٪ تفاوت معناداری بین میزان اعتقاد شهروندان به تأثیر عوامل اجتماعی در رفتار دوستدار محیط‌زیست بر حسب جنسیت وجود دارد. جدول (۸) این تفاوت را نشان می‌دهد. بدین ترتیب با مقایسه میانگین جنسیت شهروندان می‌توان استنباط نمود که شاخص «عوامل فرهنگی و اجتماعی» تأثیر بیشتری در بروز رفتار محیط‌زیست‌گرایانه در زنان نسبت به مردان دارد.

تفاوت جنسیتی شاخص منبع کنترل (تأثیرکنش فردی) در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست: طبق نتایج جدول (۹)، مقایسه میانگین‌های زنان و مردان در میزان شاخص «منبع کنترل» در رفتار دوستدار محیط‌زیست از دیدگاه شهروندان شهر تهران با استفاده از آزمون T برای نمونه‌های مستقل نشان می‌دهد، میانگین مردان در میزان شاخص منبع کنترل در رفتار دوستدار محیط‌زیست با امتیاز «۳/۹۵» بیشتر از میزان میانگین زنان با امتیاز «۳/۹۴» است.

جدول (۹): میانگین و آزمون T تأثیر شاخص منبع کنترل (تأثیرکنش فردی) در رفتار دوستدار محیط-زیست در شهروندان شهر تهران بر اساس جنسیت

جنسیت	تعداد	میانگین	انحراف معیار	سطح معناداری آزمون لون	سطح معناداری آزمون T دو نمونه مستقل	مقدار T
مردان	۱۸۹	۳/۹۵	۰/۵۷۴	۰/۴۱۸	۰/۹۲۲ با فرض برابری واریانس‌ها	۰/۰۹۸
	۴۵۲	۳/۹۴	۰/۶۱۶		۰/۹۲۰ با فرض نابرابری واریانس‌ها	۰/۱۰۰

نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل آزمون T تفاوت میان مردان و زنان در شاخص «منبع کنترل» را معنی‌دار نشان نمی‌دهد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت با فرض هر دو حالت برابری و یا نابرابری واریانس‌ها تفاوتی میان جنسیت و منبع کنترل در رفتار دوستدار محیط‌زیست شهروندان تهرانی وجود ندارد. لذا فرض H_1 رد می‌شود و فرض H_0 مبنی بر عدم وجود رابطه معنادار بین جنسیت و منبع کنترل در رفتار دوستدار محیط‌زیست پذیرفته می‌شود.

تفاوت جنسیتی شاخص ارزش در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست:

مقایسه میانگین‌های زنان و مردان در شاخص «ارزش» در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست از دیدگاه شهروندان شهر تهران با استفاده از آزمون T بیانگر این واقعیت است که میانگین زنان با امتیاز «۱۰/۴» بیشتر از میزان میانگین مردان با امتیاز «۶/۳» است.

جدول(۱۰): میانگین و آزمون T تأثیر شاخص ارزش در رفتار دوستدار محیط‌زیست در شهروندان شهر تهران بر اساس جنسیت

جنسیت	تعداد	میانگین	انحراف معیار	سطح معناداری آزمون T آزمون دو نمونه مستقل	مقدار T
مردان	۱۸۹	۳/۶۷	۰/۸۷۷	۰/۰۰۰	-۴/۸۳
زنان	۴۵۲	۴/۰۱	۰/۶۲۸	۰/۰۰۰	

با توجه به سطح معناداری آزمون لون ($\text{Sig} = ۰/۰۰۰$), با فرض نابرابری واریانس‌ها، نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل آزمون T در شاخص ارزش، تفاوت نوع جنسیت به رفتار دوستدار محیط‌زیست شهروندان را معنی‌دار نشان می‌دهد ($\text{Sig} = ۰/۰۰۰$). بنابراین می‌توان نتیجه گرفت در سطح اطمینان ۹۹٪ تفاوت معناداری بین میزان شاخص «ارزش» شهروندان در رفتار دوستدار محیط‌زیست بر حسب جنسیت وجود دارد. بدین ترتیب می‌توان با مقایسه میانگین‌ها استنباط نمود که شاخص «ارزش» تأثیر بیشتری در بروز رفتار محیط‌زیست‌گرایانه در زنان نسبت به مردان دارد.

تفاوت جنسیتی شاخص نگرش در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست:

مقایسه میانگین‌های زنان و مردان در شاخص «نگرش» در بروز رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه از دیدگاه شهروندان شهر تهران با استفاده از آزمون T بیانگر این واقعیت است که میانگین مردان در نگرش به رفتار دوستدار محیط‌زیست با امتیاز «۴/۳۸» بیشتر از میزان میانگین زنان با امتیاز «۴/۲۸» است.

جدول(۱۱): میانگین و آزمون T تأثیر شاخص نگرش در رفتار دوستدار محیط‌زیست در شهروندان شهر تهران بر اساس جنسیت

جنسیت	تعداد	میانگین	انحراف معیار	سطح معناداری آزمون T آزمون دو نمونه مستقل	مقدار T
مردان	۱۸۹	۴/۳۸	۰/۳۸۵	۰/۱۶۰	۲/۶۲
زنان	۴۵۲	۴/۲۸	۰/۴۳۳	۰/۰۰۹	

مشاهده جدول (۱۱) نشان می‌دهد با توجه به سطح معناداری آزمون لون ($\text{sig} = 0.160$), با فرض برابری واریانس‌ها، نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل آزمون T در شاخص نگرش، تفاوت نوع جنسیت در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست را معنی‌دار نشان است ($\text{sig} = 0.009$). بنابراین می‌توان نتیجه گرفت در سطح اطمینان ۹۹٪ تفاوت معناداری بین نگرش شهروندان به رفتار دوستدار محیط‌زیست بر حسب جنسیت وجود دارد. بدین ترتیب با مقایسه میانگین جنسیت شهروندان می‌توان استنباط نمود که شاخص «نگرش» تأثیر بیشتری در بروز رفتار محیط‌زیست‌گرایانه در مردان نسبت به زنان دارد.

تفاوت جنسیتی شاخص دین، جهان‌بینی و معرفت‌شناسی در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست:

مشاهده جدول (۱۲) مقایسه میانگین‌های زنان و مردان در شاخص «دین، جهان‌بینی و معرفت‌شناسی» از دیدگاه شهروندان شهر تهران با استفاده از آزمون T بیانگر این واقعیت است که میانگین زنان در اعتقاد به شاخص «دین، جهان‌بینی و معرفت‌شناسی» در رفتار دوستدار محیط‌زیست با امتیاز «۴/۴۸» بیشتر از میزان میانگین مردان با امتیاز «۴/۳۳» است.

جدول (۱۲): میانگین و آزمون T تأثیر شاخص دین، جهان‌بینی و معرفت‌شناسی در رفتار دوستدار محیط‌زیست در شهروندان شهر تهران بر اساس جنسیت

T مقدار	سطح معناداری آزمون T دو نمونه مستقل	سطح معناداری آزمون لون	انحراف معیار	میانگین	تعداد	جنسیت
--۳/۵۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۶	۰/۴۸۸	۴/۳۳	۱۸۹	مردان
			۰/۴۱۸	۴/۴۸	۴۵۲	زنان

با توجه به سطح معناداری آزمون لون ($\text{sig} = 0.006$), با فرض نابرابری واریانس‌ها، نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل آزمون T در شاخص «دین، جهان‌بینی و معرفت‌شناسی»، تفاوت نوع جنسیت در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست را معنی‌دار نشان است ($\text{sig} = 0.000$). بنابراین می‌توان نتیجه گرفت در سطح اطمینان ۹۹٪ تفاوت معناداری در شاخص «دین، جهان‌بینی و معرفت‌شناسی» شهروندان در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست بر حسب جنسیت وجود دارد. بدین ترتیب با مقایسه میانگین جنسیت شهروندان می‌توان استنباط نمود شاخص «دین، جهان‌بینی و معرفت‌شناسی» تأثیر بیشتری در بروز رفتار محیط‌زیست‌گرایانه در زنان نسبت به مردان دارد.

تفاوت جنسیتی شاخص قوانین و سیاست‌ها در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست: مقایسه میانگین‌های زنان و مردان در کارایی سیاست‌ها و راه‌کارهای موجود در تغییر رفتار محیط‌زیست‌گرایانه شهروندان از دیدگاه زنان و مردان در شهر تهران با استفاده از آزمون T بیانگر این واقعیت است که میانگین زنان در اعتقاد به کارایی سیاست‌ها و راه‌کارهای موجود در تغییر رفتار محیط‌زیستی شهروندان با امتیاز «۲۰/۵» کمتر از میزان میانگین مردان با امتیاز «۲/۱۶» می‌باشد، این شرایط در جدول (۱۳) نشان داده شده است. به عبارت دیگر، زنان به ناکارآمدی سیاست‌ها و راه‌کارهای موجود در بروز رفتارهای دوستدار محیط‌زیست بیشتر از مردان معتقد هستند.

جدول(۱۳): میانگین و آزمون T تأثیر شاخص قوانین و سیاست‌ها در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست
شهروندان شهر تهران بر اساس جنسیت

جنسیت	تعداد	میانگین	انحراف معیار	سطح معناداری آزمون لون	سطح معناداری آزمون T دو نمونه	مقدار T
مردان	۱۸۹	۲/۱۶	۰/۶۲۲	۰/۶۱۵	۰/۰۳۶	-۲/۱۰
زنان	۴۵۲	۲/۰۵	۰/۶۱۱			

با توجه به سطح معناداری آزمون لون ($\text{Sig} = ۰/۶۱۵$), با فرض برابری واریانس‌ها، نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل آزمون T در شاخص قوانین و سیاست‌ها، تفاوت نوع جنسیت در بروز رفتار محیط‌زیستی را معنی‌دار نشان می‌دهد ($\text{Sig} = ۰/۰۳۶$). بنابراین می‌توان نتیجه گرفت در سطح اطمینان ۹۵٪ تفاوت معناداری بر حسب جنسیت در شاخص «قوانين و سیاست‌ها» وجود دارد. بدین ترتیب می‌توان با مقایسه میانگین جنسیت استنباط نمود که هم مردان و هم زنان سیاست‌ها و راهکارهای موجود در تغییر رفتار محیط‌زیستی شهروندان را ناکارآمد می‌دانند ولی زنان به ناکارآمدی این قوانین و سیاست‌ها در بروز رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه بیشتر از مردان معتقد می‌باشند.

تفاوت جنسیتی در مجموع شاخص‌های رفتار دوستدار محیط‌زیست از دیدگاه شهروندان: مقایسه میانگین‌های زنان و مردان در مجموع شاخص‌های عوامل مؤثر در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست از دیدگاه شهروندان شهر تهران با استفاده از آزمون T بیانگر این واقعیت است که میزان میانگین زنان در مجموع شاخص‌های مؤثر در رفتارهای محیط‌زیست‌گرایانه با امتیاز «۳/۷۲» بیشتر از میزان میانگین مردان با امتیاز «۳/۵۸» می‌باشد، این شرایط در جدول (۱۴) نشان داده شده است.

جدول(۱۴): میانگین و آزمون T رفتار دوستدار محیط‌زیست در شهروندان شهر تهران بر اساس جنسیت

جنسیت	تعداد	میانگین	انحراف معیار	سطح معناداری آزمون لون	سطح معناداری آزمون T دو نمونه مستقل	مقدار T
مردان	۱۸۹	۳/۶۰	۰/۶۶۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۵/۶۱۷
زنان	۴۵۲	۳/۸۲	۰/۳۳۰			

با توجه به سطح معناداری آزمون لون ($0/281 = \text{Sig}$), با فرض برابری واریانس‌ها، نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل آزمون T در مجموع شاخص‌ها تفاوت نوع جنسیت در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست شهروندان را معنی‌دار نشان می‌دهد ($0/000 = \text{Sig}$). بنابراین می‌توان نتیجه گرفت در سطح اطمینان ۹۹٪ تفاوت معناداری بین میزان شاخص‌های شهروندان در رفتار دوستدار محیط‌زیست بر حسب جنسیت وجود دارد و طبق جدول (۱۴) این تفاوت از معناداری برخوردار است. بدین ترتیب با مقایسه میانگین‌ها می‌توان استنباط نمود که میانگین شاخص‌های عوامل تغییر رفتار دوستدار محیط‌زیست در زنان بیشتر از مردان مشاهده می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری:

پس از مطالعه و بررسی ۸ شاخص «نگرش», «دانش- تحصیلات و اطلاعات», «دین- جهان‌بینی و معرفت‌شناسی», «عوامل اقتصادی», «منبع کنترل», «ارزش», «عوامل اجتماعی و فرهنگی» و «قوانين و سیاست‌گذاری‌ها», نتایج فرضیه‌های تحقیق شامل: "آیا جنسیت در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست تاثیر دارد؟ و تفاوت در بروز رفتار محیط‌زیست‌گرایانه بر حسب جنسیت چگونه است؟", حاکی از تاثیر مستقیم جنسیت در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست و تفاوت معنادار در بیشتر این عوامل بین زنان و مردان است. به این ترتیب که به جز شاخص منبع کنترل که در آن تفاوت معنی‌داری مشاهده نشده، در ۵ شاخص‌دانش- تحصیلات و اطلاعات، دین-جهان‌بینی و معرفت-شناسی، ارزش، عوامل اجتماعی و فرهنگی و قوانین و سیاست‌گذاری‌ها زنان دارای میانگین بالاتری از مردان هستند در حالی که ۲ شاخص نگرش و عوامل اقتصادی در مردان از میانگین‌بالاتری برخوردار است. در نگاهی دیگر میانگین پایین در هر دو گروه زنان و مردان در شاخص قوانین و سیاست‌ها به نسبت سایر شاخص‌ها مؤید آن است که هر دو گروه جامعه نمونه قوانین و سیاست‌های جاری در کشور را برای بروز رفتار محیط‌زیست‌گرایانه مناسب نمی‌دانند. توجه به نظام آموزشی کشور، اعطای مشوق‌های اقتصادی به تولیدکنندگان انرژی‌های پاک، حمایت از سازمان‌های مردم‌نهاد حامی محیط‌زیست و به طور کلی توجه به محیط‌زیست به عنوان یکی از اجزای

اکوسیستم شهری در کلان‌شهر تهران از مواردی هستند که در این شاخص از جایگاه پایینی برخوردارند. از سویی دیگر توجه به تفاوت میانگین شاخص‌ها بین زنان و مردان و سطح معنادار این تفاوت نشان دهنده لزوم تمرکز بر شاخص‌هایی است که در هر کدام از دو گروه از میانگین پایین‌تری برخوردارند. این مهم با سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی‌های کلان و همه جانبه امکان‌پذیر است. ضمن اینکه به نظر می‌رسد زنان با میانگین بالاتر در ۵ شاخص به نسبت ۲ شاخص با میانگین بالاتر در مردان، در مدیریت خانواده و تربیت فرزندان دارای سهم قابل توجهی هستند. بدین ترتیب با سیاست‌گذاری مؤثر در حمایت از زنان و رشد آن‌ها در همه شاخص‌های مؤثر بر رفتار محیط‌زیست-گرایانه به تدریج شاهد تغییرات چشم‌گیری در نسل آینده اعم از زنان و مردان در جهت حفظ محیط‌زیست با تفکر محیط‌زیست‌گرایانه و رفتار مطلوب محیط‌زیستی خواهیم بود.

بررسی برخی مطالعات نشان می‌دهد زنان بیش از مردان رفتارهای دوستدار محیط‌زیست از خود نشان می‌دهند (Lynn and Longhi, 2011). پژوهش دیگری نیز (Eisler et al., 2003) اگرچه در برخی مطالعات تأثیر جنسیتی دیده نشده (Hines et al, 1987) و یا تأثیر جنسیتی ناچیزی یافته‌اند (McCright and Xiao, 2014) که می‌توان آن را ناشی از انتخاب شاخص مورد مطالعه دانست. به عقیده لهمن معمولاً زنان به نسبت مردان از آگاهی محیط‌زیستی کمتری برخوردارند ولی از نظر هیجانی و عاطفی بیشتر نسبت به مسائل محیط‌زیستی واکنش نشان می‌دهند و دغدغه‌های محیط‌زیستی بیشتری دارند؛ آن‌ها باور کمتری به راه حل‌های تکنولوژیکی دارند ولی بیشتر آماده تغییر هستند (Lehmann, 1999).

این تفاوت ناشی از آن است که در بیشتر این پژوهش‌ها شاخص‌های متعدد مرتبط با بروز رفتار به صورت یکجا مورد مطالعه قرار نگرفته است. همچنین برخلاف برخی مطالعات، نتایج به دست آمده در بررسی شاخص‌ها در جامعه نمونه به ویژه در شاخص "دانش، اطلاعات و آگاهی"، ممید سطح بالاتری از دانش محیط‌زیستی در زنان ساکن شهر تهران نسبت به مردان است. افزایش سطح تحصیلات در زنان کشور و تلفیق آن با آگاهی‌های محیط‌زیستی که ریشه در باورها و آداب و رسوم ایرانیان دارد را می‌توان از دلایل این تفاوت بهشمار آورد.

عدم تدقیق شاخص‌های مؤثر در رفتار محیط‌زیست‌گرایانه در ایران از معضلات موجود در راه برنامه‌ریزی‌های کلان در حوزه رفتار محیط‌زیستی است. زیرا گام اول منوط به شناسایی این شاخص‌ها است. این پژوهش با تدقیق شاخص‌های مؤثر در بروز رفتار محیط‌زیست‌گرایانه خلاء موجود در کشور را از بین برده و به تدوین سیاست‌های مؤثر در بروز رفتار دوستدار محیط‌زیست کمک می‌کند. توجه به شاخص‌های مذکور و برنامه‌ریزی بر اساس نتایج به دست آمده به ویژه برای زنان به عنوان رکن اصلی مدیریت خانه و آموزش فرزندان، می‌تواند به تغییراتی شگرف در تغییر

الگوی مصرف و شیوه زندگی ساکنین شهر تهران در زمان حال و آینده منجر شود. این مطالعه بیانگر ضرورت توجه به عوامل تاثیرگذار در بروز رفتار محیط‌زیست‌گرایانه در شهروندان کلان شهر تهران بر حسب جنسیت و با هدف حرکت در جهت بهبود مستمر برای نیل به وضعیت مطلوب در حوزه محیط‌زیست شهری انجام شده است.

منابع:

- آرام ف، مونا، چگینی، اشرف؛ شفاهی، محمدعلی (۱۳۹۹)، تبیین نقش اجتماع یزنان در آثار داستانی بیژن نجدی، *مجله مطالعات توسعه اجتماعی ایران*، سال دوازدهم، شماره چهارم، پاییز.
- جوادی آملی، (۱۳۸۶)، *اسلام و محیط‌زیست*، چاپ سوم، قم؛ مرکز چاپ و نشر اسراء.
- سروش، عبدالکریم (۱۳۸۱)، *درآمدی بر فلسفه اخلاق از دیدگاه متفکران مسلمان معاصر ایران*، تبریز، موسسه تحقیقاتی علوم انسانی دانشگاه تبریز.
- شاه ولی، منصور (۱۳۷۸)، "بستریازی برای مشارکت در توسعه و حفاظت از منابع طبیعی"، مجموعه مقالات اولین همایش منابع طبیعی، مشارکت و توسعه، تهران: دفتر ترویج و مشارکت مردمی سازمان جنگل‌ها و مراتع کشور.
- عبدی سروستانی، احمد و دیگران (۱۳۸۶)، ماهیت و دیدگاه‌های اخلاق محیط‌زیست با تاکید بر دیدگاه اسلامی، *فصلنامه اخلاق در علوم و فن آوری*.
- عبدی سروستانی، احمد؛ شاه ولی، منصور (۱۳۸۷)، ضرورت و ویژگی‌های پژوهش در اخلاق زیست‌محیطی، *فصلنامه اخلاق در علوم و فناوری*، پاییز و زمستان ۱۳۸۷.
- فاضلی، محمد و جعفر صالحی، سحر (۱۳۹۲)، شکاف نگرش، دانش و رفتار زیست‌محیطی گردشگران، *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات مدیریت گردشگری*، سال هشتم شماره ۲۲.
- فردوسی، سیما؛ مرتضوی، شهرناز؛ رضوانی، نعیمه (۱۳۸۶)، رابطه بین دانش زیست‌محیطی و رفتارهای محافظت از محیط‌زیست، *پژوهشنامه علوم انسانی*، شماره ۵۲، ص ۱۶۶ تا ۲۵۳.
- محقق داماد، مصطفی (۱۳۸۰)، الهیات محیط زیست، *فصلنامه فرهنگستان علوم*، سال ۶ شماره ۱۷.
- هانیگان، جان (۱۳۹۴)، *جامعه شناسی محیط‌زیست*، چاپ دوم، موسسه انتشارات دانشگاه تهران.
- یسری، مهدی؛ فکوهی، ناصر؛ صالحی امیری، سیدرضا، (۱۳۹۷)، ارائه الگوی مدیریت توسعه فرهنگی کلانشهر تهران، *مجله مطالعات توسعه اجتماعی ایران*، سال دهم، شماره چهارم، پاییز ۱۳۹۷.

- Ajzen, I., & Fishbein, M. (1980). *Understanding attitudes and predicting social behavior*, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Ajzen, I. (1991). *Organizational behavior and human decision processes*, Volume 50, Issue 2, December 1991, Pages 179-211
- Allen, J.B. & Ferrand, J. (1999). Environmental locus of control, sympathy, and pro-environmental behavior: a test of Geller's actively caring hypothesis, *Environment and Behavior*, 31(3), pp. 338-353.
- Almer, C. and Goeschl, T. (2010). Environmental crime and punishment: empirical evidence from the german penal code, *Land Economics*, 86(4):707-726.
- Alpizar, F. and Gsottbauer, E. (2015). Reputation and household recycling practices: Field experiments in costarica, *Ecological Economics*, 120:366-375.
- Anthony Amoah, Thomas Addoah, 2020, Does environmental knowledge drive pro-environmental behavior in developing countries? Evidence from households in Ghana, *Environment, Development and Sustainability journal*, <https://doi.org/10.1007/s10668-020-00698> February 2021
- Arcury, Thomas A. (1990). environmental attitude and environmental knowledge, *human organization*.49(4); 300-4
- Blaiki, N. W. H. (1992). The nature and origin of ecological word views: An Australian study, *Social science quarterly* 73:144-65
- Blake, J. (1999). Over coming the 'value-action gap' in environmental policy: tensions between national policy and local experience, *Local Environment*, 4(3), pp. 257-278.
- Borden, D. & Francis, J.L. (1978).who cares about ecology? Personality and sex difference in Environmental concern, *Journal of Personality*, 46, pp. 190-203.
- Catton, W. R. Jr. (2002) Has the Durkheim legacy misled sociology? *Sociological Theory and the Environment*
- Chawla, L. (1999). Life paths into effective environmental action, *The Journal of Environmental Education*, 31(1), pp. 15-26.
- Chenyang Xiao Dayong Hong, 2017, *Gender Differences in Environmental Behaviors Among the Chinese Public*: Model of Mediation and Moderation, Environment and Behavior, <https://doi.org/10.1177/0013916517723126>, Aug 2018
- De Pau La Go, cavalcant RN (2000). Ethics: essence for sustainability, *Journal of cleaner production*
- Diekmann, A. & Preisendoerfer, P. (1992). Persoenliches Umweltverhalten, *Die Diskrepanz zwischen Anspruch und Wirklichkeit Koelner Zeitschrift fuer Soziologie und Sozialpsychologie*, 44, pp. 226-251
- Dunlap, R. E. (1975). The impact of political orientation on environmental attitudes and actions. *Environment and behavior*, 7(4):428-454.

- Eisenberg, N. & Miller, P. (1987). The relation of empathy to prosocial and related behaviors, *Psychological Bulletin, 101*, 91-119
- Eisler, H. Eisler, D. Yoshida, M. (2003) Perception of human ecology: Cross-cultural and gender comparrisons, *Journal of environmental psychology, 23*(1):89-101
- Fietkau, H.-J. & Kessel, H. (1981). Umweltlernen: Veraenderungs möglichkeite n des Umweltbewusstseins. *Modell-Erfahrungen* (Koenigstein, Hain).
- Geller, E. S. (2002). *The Challenge of Increasing Pro-Environment Behavior*. In R. B. Bechtel, & A. Churchman (Eds.), *Handbook of Environmental Psychology* (pp. 525-540). New York: Wiley.
- Gong, X. Zhang, J. Zhang, H. Cheng, M. Wang, F. Yu, N. (2020). Internet use encourages pro- environmental behavior: Evidence from Chaina, *Journal of cleaner production*, volium 256, 20 may 2020, 120725
- Guber, D. L. (2013). A cooling climate for change? Party polarization and the politics of global warming, *American Behavioral Scientist, 57*(1):93–115.
- Hanigan, J. (2006). *Environmental Sociology* , London ,Published by Routhledge ,Second Edit ,194p
- Hartmann, P., Eisend, M., Apaolaza, V., and D'Souza, C. (2017). Warm glow vs. altruistic values: How important is intrinsic emotional reward in proenvironmental behavior? *Journal of Environmental Psychology*.
- Heberlin, T. A. (1972) The land ethic realized: Some social psychological explanations for changing environmental attitudes. *Journal of Social Issues, 28*(4), 79-87
- Hines, J.M, Hangerford, H.R. & Tomera, A.N. (1986-87). Analysis and synthesis of research on responsible pro-environmental behavior: a meta-analysis, *The Journal of Environmental Education*.
- Inglehart, R. (1990). *Culture shift in advanced industrial society*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Kirakozian, A. (2016). One without the other? behavioral and incentive policies for household waste management, *Journal of Economic Surveys, 30*(3):526– 551.
- Kollmuss, A. & Agyeman, J. (2002), Mind the Gap: why do people actenvironmentaly and what are the barriers to pro-environmental behavior? *The theory of planned behavior*
- Lehmann, J. (1999). Befunde empirischer Forschung zu Umweltbildung und Umweltbewusstsein (*Opladen, Leske und Budrich*).
- Linda Steg, Charles Vlek, 2008, Encouraging pro-environmental behaviour: An integrative review and research Agenda, *Journal of Environmental Psychology, 29* (2009) 309–317, doi:10.1016/j.jenvp.2008.10.004
- Longhi, S. (2013) *Individual pro-environmental behaviour in the household context*, ISER working paper series.

- Lynn, P., Longhi, S. (2011) *Environmental attitudes and behavior: who cares about climate change?*
- Mayer, F. S. and Frantz, C. M. (2004). The connectedness to nature scale: A measure of individuals' feeling in community with nature, *Journal of environmental psychology*, 24(4):503–515.
- McLaren, D., Bullock, S. & Yousuf, N. (1998). Tomorrow's World. Britain's Share in a Sustainable Future (*London, Earthscan*).
- McCright and Xiao, (2014), *Gender and Environmental Concern: Insights from Recent Work and for Future Research*, 27:10, 1109-1113, DOI: 10.1080/08941920.2014.918235
- Morren, M. and Grinstein, A. (2016). *Explaining environmental behavior across borders: A meta-analysis*. Journal of Environmental Psychology, 47:91–106.
- Murphy, R. (1994) Rationality and Nature: *A Sociological Inquiry into a Changing Relationship*, Boulder, CO: Westview Press.
- Neumayer, E. (2004). The environment, left-wing political orientation and ecological economics, *Ecological economics*, 51(3):167–175.
- Norton, T. A., Zacher, H., Parker, S. L., and Ashkanasy, N. M. (2017). Bridging the gap between green behavioral intentions and employee green behavior: The role of green psychological climate, *Journal of Organizational Behavior*
- Owens, s. (2000) Engaging the public: information and deliberation in environmental policy, *Environment and planning A*, 32, pp. 1141-1148
- Stern P.C., (2000) Toward a Coherent Theory of Environmentally Significant Behavior, *Journal of Social Issues*, Vol. 56, No. 3, 2000, pp. 407-424
- Stern P.C., Dietz T, Kalof, L. (1993) Value Orientation, Gender, and Environmental Concern, *SAGE journal*
- Preuss, S. (1991) *Umweltkatastrophe Mensch. Ueber unsere Grenzen und Moeglichkeiten, oekologisch bewusst zu handeln* (Heidelberg, Roland Asanger Verlag).
- Rajecki, D.W. (1982) Attitudes: themes and advances (*sunderland, MA*, Sinauer)
- Clayton, S. Czellar, S. Nartova-Bochaver, S. Skibins, J. Salazar, G. Yu-ChiTseng, Irkhin, B. Monge-Rodriguez, F. 2021, Cross-Cultural Validation of A Revised Environmental Identity Scale, *Sustainability* 2021, 13, 2387. <https://doi.org/10.3390/su13042387>
- Schultz, P. W., Shriver, C., Tabanico, J. J., and Khazian, A. M. (2004). Implicit connections with nature, *Journal of environmental sychology*, 24(1):31–42.
- Videras, J., Owen, A. L., Conover, E., and Wu, S. (2012). The influence of social relationships on pro-environment behaviors, *Journal of Environmental Economics and Management*, 63(1):35–50
- Welsch, H. and Kühling, J. (2016). Green status seeking and endogenous reference standards, *Environmental Economics and Policy Studies*, 18(4):625–643