

تحلیل علیت بین سرمایه اجتماعی و انتشار گاز دی اکسید کربن در ایران

حمیدرضا ارباب^۱، حمید آماده^۲ و معصومه سادات سجادی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۲۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۰/۰۴

چکیده

با توجه به نقش سرمایه اجتماعی در بهبود کیفیت محیط زیست و توسعه پایدار، هدف اصلی این مطالعه بررسی رابطه علیت گرنجری بین سرمایه اجتماعی و انتشار گاز دی اکسید کربن در ایران است. در این مطالعه با استفاده از داده های آماری سال های ۱۳۵۷-۱۳۸۸ به بررسی رابطه علیت گرنجری به سه روش همبستگی، تودا و یاماموتو و آزمون کرانه ها مبتنی بر رهیافت ARDL پرداخته شده است. داده های سرمایه اجتماعی از مقاله سعادت (۱۳۸۷) استخراج شده و نتایج حاصل نشان می دهد براساس هر سه آزمون انجام شده، رابطه علیت از طرف سرمایه اجتماعی به انتشار گاز دی اکسید کربن در ایران وجود دارد.

طبقه بندی JEL: Q53, O13.

کلیدواژه ها: سرمایه اجتماعی، انتشار گاز دی اکسید کربن، علیت گرنجری، آزمون علیت همبستگی و آزمون کرانه ها.

۱- استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول)

hamidrezaarbab@gmail.com

۲- استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی

Email: hamidamadeh@gmail.com

۳- کارشناس ارشد اقتصاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی

Email: m.sajadi920@yahoo.com

۱- مقدمه

پدیده صنعتی شدن و پیشرفت کشورها با مشکلات زیست محیطی عمده‌ای همراه بوده است. از این رو، کم توجه و بی توجهی به مسائل زیست محیطی منجر به اعتراضات مردمی در دهه ۱۹۶۰ شد. با پیدایش مفهوم جدیدی از توسعه در اوایل دهه ۱۹۹۰ میلادی با عنوان «توسعه پایدار»^۱، تضاد میان رشد و توسعه اقتصادی و حفظ محیط زیست به شکل جدیدی از توسعه با رویکرد حفظ کیفیت محیط زیست تغییر یافت.

در ایران مشاهده شده است مجموع هزینه‌های اجتماعی تخریب محیط زیست در اثر مصرف حامل‌های انرژی فسیلی در سال ۱۳۸۹ حدود ۱۰۶ هزار میلیارد ریال (براساس قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۱) است که این رقم حدود ۱۹/۷ درصد تولید ناخالص داخلی کشور در این سال بوده است. همچنین در میان گازهای آلاینده و گلخانه‌ای، گاز دی‌اکسید کربن با سهم ۴۰/۲ درصد، بیشترین سهم را در هزینه‌های اجتماعی به خود اختصاص داده است (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۹).

دی‌اکسید کربن یکی از مهم‌ترین گازهای گلخانه‌ای است و ۶۰ درصد از آثار گازهای گلخانه‌ای ناشی از انتشار این گاز است که به تغییرات آب‌وهوایی و گرمایش زمین منجر شده است تا جایی که تمام ابعاد زندگی جوامع انسانی را تحت تاثیر قرار داده است. به همین دلیل در این مطالعه انتشار گاز دی‌اکسید کربن در کشور مورد توجه قرار گرفته است.

یکی از ویژگی‌های توسعه پایدار، فراهم کردن محیط زیست سالم و جلوگیری از تخریب آن است، زیرا فقط به این صورت می‌توان زمینه ایجاد محیطی مناسب برای آسایش و امنیت را برای نسل فعلی و نسل‌های آینده فراهم آورد. امروزه بسیاری از طراحان و برنامه‌ریزان اقتصادی، سرمایه اجتماعی را به عنوان ابزاری مهم برای توسعه پایدار از ابعاد محیطی، اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی می‌دانند و ضمن توجه خاص بر این موضوع، سرمایه اجتماعی و توسعه پایدار را از جنبه‌های مختلف مرتبط و مکمل به هم می‌دانند (سراج‌الدین و گروتارت^۲، ۲۰۰۰). البته با وجود اهمیت این بحث، مطالعات اندکی در زمینه نقش سرمایه اجتماعی در توسعه پایدار و انتشار آلاینده‌های هوا انجام شده است، از این رو، نیاز به مطالعه بیشتر در این زمینه دیده می‌شود.

1- Sustainable Development

2- I Serageldin, C Grootaert-An Integrating View

تحلیل علیت بین سرمایه اجتماعی و انتشار گاز دی‌اکسید کربن ... ۳

این مطالعه درصدد پاسخ به دو سوال اصلی است: ۱- آیا رابطه علی بین سرمایه اجتماعی و انتشار آلاینده‌های هوا وجود دارد؟ و ۲- آیا سرمایه اجتماعی می‌تواند به عنوان عاملی موثر در کاهش انتشار گاز دی‌اکسید کربن تلقی شود؟ در این تحقیق با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۷ رابطه علیت دو متغیر سرمایه اجتماعی و انتشار دی‌اکسید کربن به سه روش «هیسائو»، «تودا و یاماموتو» و «آزمون کرانه‌ها» بررسی شده و در نهایت با برآورد الگویی، اثر منفی سرمایه اجتماعی در انتشار آلاینده دی‌اکسید کربن بررسی شده است. در بخش دوم، مروری بر ادبیات موضوع و سایر مطالعات انجام شده، صورت گرفته و در بخش سوم مبانی نظری مطرح شده است. در بخش چهارم، آزمون‌ها و الگوی مورد استفاده و در بخش پایانی نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

۲- مبانی نظری پژوهش

۲-۱- سرمایه اجتماعی

اولین جرقه‌ها در زمینه سرمایه اجتماعی^۱ طی سال‌های دهه ۱۸۹۰ صورت گرفت که منجر به شکل‌گیری نوع دیگری از سرمایه با عنوان سرمایه اجتماعی شد. سابقه این اصطلاح به معنایی که امروزه به کار می‌رود، توسط جامعه‌شناسی به نام لیدا جودسن هانیفان^۲ (۱۹۱۶)، سرپرست وقت مدارس ویرجینیای غربی برمی‌گردد. وی در توضیح اهمیت مشارکت در تقویت حاصل کار مدرسه، مفهوم سرمایه اجتماعی را به کار برد. گوریک^۳ در آلمان و امیل دورکیم^۴ در فرانسه را می‌توان از آغازکنندگان نظریه‌پردازی در زمینه سرمایه اجتماعی دانست. کاربرد مفهوم سرمایه اجتماعی بعد از مطالعات جامعه‌شناسان و همچنین دیگر حوزه‌های اجتماعی به مرور گسترده‌تر شد تا جایی

1- Social Capital

2- Lyda Judson Hanifan

3- Simmel

4- Emile Durkheim

که می توان دهه ۱۹۹۰ را دهه انفجار تحقیق در مورد سرمایه اجتماعی به وسیله اقتصاددانان، دانشمندان علوم سیاسی و جامعه‌شناسان دانست.

سرمایه اجتماعی را می توان ذخیره‌ای از حس اعتماد، همکاری و مشارکت در بین افراد یک گروه یا جامعه تعریف کرد که مناسبات اجتماعی و اقتصادی آنان را تسهیل می کند. به عبارت دیگر سرمایه اجتماعی به مثابه یک چسب اجتماعی، اعضای جامعه را به هم متصل می کند و در عین حال همانند یک مایع اجتماعی، مناسبات آنان را (در کنار سرمایه انسانی و سرمایه اقتصادی) سریع، راحت و کم هزینه می سازد (رنانی، ۱۳۸۵: ۱۳۷). همچنین در تعریف بانک جهانی آمده است: «سرمایه اجتماعی به سازمان‌ها، ارتباطات و هنجارهایی اشاره دارد که کم و کیف کنش‌های اجتماعی جامعه را سامان می بخشد.» (دکر و آسلانر^۱، ۲۰۰۱: ۴۷).

وجود گره‌های اجتماعی بر پایه اعتماد متقابل و هنجارهای مشترک منجر به ایجاد شبکه‌های اجتماعی می شود. با تشکیل شبکه‌های اجتماعی، همکاری بین اعضای شبکه آسان شده و حمایت متقابل اعضای شبکه از یکدیگر شکل می گیرد. به عبارت دیگر، مبادلات اجتماعی صورت می پذیرد. حمایت اعضا از یکدیگر با اعتماد به اینکه در آینده پاسخی مستحق این حمایت از طرف مقابل دریافت خواهد کرد، ذخیره اجتماعی را برای هر عضو به وجود می آورد که انباشت آن‌ها در فرد، شبکه‌ها و جامعه، سرمایه اجتماعی را تشکیل می دهد.

به طور کلی، سرمایه اجتماعی از چهار جز اصلی گره‌های اجتماعی، هنجارها، اعتماد و شبکه‌ها تشکیل می شود. گره‌های اجتماعی شامل عواملی مانند خانواده، قوم، گروه، سازمان و ... است که پایه شناخت اولیه افراد از یکدیگر محسوب می شود و منجر به ایجاد اعتماد و پیوند بین افراد خاص می شود. وجود گره‌های اجتماعی نیازمند وجود عامل اولیه‌ای است که پایه شناخت افراد از یکدیگر و ایجاد اعتماد و ارتباط قرار می گیرد.

«اعتماد»^۲ به معنی اعتقاد به پابندی افراد به تعهدات خود در تعاملات اقتصادی- اجتماعی است. اعتماد، نیروی درونی است که فرد برای برقراری تعامل با سایرین ناگزیر به داشتن آن است. «هنجار»^۳ نیز یک قاعده رفتاری است که به وسیله اکثریت افراد جامعه -در عمل و از طریق رعایت آن- بر آن صحنه گذاشته می شود. این

1- Deker and Uslaner

2- Trust

3- Norm

تعریف دارای محدوده وسیعی است که می‌تواند یک قاعده مورد حمایت قانون و یک رسم فرهنگی مختص یک قوم را دربر گیرد. هر فردی، دارای حوزه‌های مختلف برای مناسبات اجتماعی است. در هر یک از این حوزه‌ها، فرد دارای روابطی با سایرین است. وقتی این روابط براساس هنجارهای رفتاری خاص و مشترک، قاعده‌مند و قابل پیش‌بینی و نظارت توسط سایرین شود، یک شبکه اجتماعی^۱ شکل گرفته است (رنانی، ۱۳۸۵).

در عصر کنونی، مفهوم سرمایه اجتماعی در سطح جهان و در کشور ما گسترش پیدا کرده است. کشور ایران با توجه به پیشینه تاریخی و مذهبی، پتانسیلی قوی برای سرمایه اجتماعی دارد، اما به دلیل عدم وجود مدیریت صحیح و هدایت‌کننده سرمایه اجتماعی در قرن گذشته، استفاده مناسبی از این سرمایه نشده و این امر سبب کاهش تدریجی سرمایه اجتماعی شده است.

نتایج بررسی‌ها از برآورد سرمایه اجتماعی در ایران نشان می‌دهد سرمایه اجتماعی دارای نوسانات متعددی است. این نوسانات ناشی از مسائل سیاسی، تاریخی و فرهنگی است. توجه ویژه به سرمایه اجتماعی باعث می‌شود با مدیریت مناسب، بتوان از پتانسیل این سرمایه عظیم اجتماعی استفاده کرده و به آن روند صعودی بخشید (سعادت، ۱۳۸۷).

۲-۲- توسعه پایدار

با به وجود آمدن مشکلات عمده محیط زیستی و افزایش آگاهی‌های مردم در این زمینه، اعتراضات گسترده‌ای برای توجه بیشتر به طبیعت به وجود آمد و در نهایت برخی دولت‌ها را بر آن داشت تا به جای توجه صرف به توسعه شتابان و تولیدات صنعتی به محیط زیست نیز توجه داشته باشند.

نگاه جامع به رابطه انسان و طبیعت مستلزم توجه به حسابداری سبز^۲ یا توسعه پایدار است. توسعه پایدار به عنوان رهیافتی برای ایجاد توازن میان عوامل اقتصادی، اجتماعی و اکولوژیکی در سال ۱۹۸۷ و در کنفرانس جهانی محیط زیست و توسعه سازمان ملل، توسط گزارش برانتلند^۳ با عنوان «آینده مشترک» و با هدف توجه به بهبود سطح زندگی برای تمامی نسل‌ها و در عین حال حفظ اکوسیستم‌ها پایه‌گذاری شد. کمیسیون جهانی

1- Network

2- Green Accounting

3- Brundtland

محیط زیست و توسعه^۱، توسعه پایدار را «توسعه‌ای که نیازهای نسل فعلی را بدون ایجاد اشکال در توانایی‌های نسل‌های آینده در برآوردن احتیاجات خود تامین می‌کند» تعریف کرده است (برانتلند، ۲۰۰۵).

۳-۲- پیشنهاد تحقیق

در زمینه تاثیر سرمایه اجتماعی بر حفظ محیط زیست و نقش آن در توسعه پایدار مطالعاتی انجام شده است که از جمله آن‌ها تحقیقات نارایان و پریچت^۲ (۱۹۹۹) است که ارتباط بین سرمایه اجتماعی و توسعه پایدار را در روستاهای تانزانیا بررسی کردند و دریافتند روستاهایی که سرمایه اجتماعی بالاتری دارند، روش‌های نوین کشاورزی و فعالیت جاده‌سازی در آن مناطق بهبود یافته است.

ایشام و کاهکون^۳ (۱۹۹۹) نیز در مطالعه خود در اندونزی دریافتند مشارکت و سرمایه اجتماعی بالا، دسترسی روستاها به پروژه‌های آبی را برای آب آشامیدنی و کشاورزی بهبود می‌بخشد.

پارگال گلیگان و هوک^۴ (۲۰۰۲) تاثیر سرمایه اجتماعی بر مشارکت مردم در مناطق مختلف شهری بنگلادش را بررسی کرده و مشاهده کردند تعامل و همکاری همسایگان در جمع‌آوری ضایعات تاثیر مثبتی دارد.

ماسیاس^۴ و همکاران (۲۰۱۲) به بررسی نقش سرمایه اجتماعی در آلودگی محیط زیست در بخش حمل‌ونقل پرداختند و به این دلیل که فقط ارتقا و بهبود تکنولوژی را موثر در کاهش آلودگی هوا نمی‌دانستند به نقش سرمایه اجتماعی در رفتار مردم، آگاهی و دانش آنان در انتشار آلاینده‌های هوا پرداختند.

پرتی و وارد^۵ (۲۰۰۱) به بررسی اثر سرمایه اجتماعی بر محیط زیست پرداختند و پیشنهاد کردند دولت به پشتیبانی از گروه‌های مردمی پردازد و به گونه‌ای عمل کند که خود این گروه‌ها نقش اصلی را در سرمایه اجتماعی داشته باشند و اقدامات لازم را برای پایداری و حفظ محیط زیست انجام دهند.

1- World Commission of Environment and Development (WCED)

2- Narayan and Pritchett

3- Isham and Kahkoen

4- Macias

5- Pretty and Ward

پودل^۱ (۲۰۰۵) نیز به بررسی اثر سرمایه اجتماعی بر انتشار انواع آلاینده‌ها پرداخته و نقش سرمایه اجتماعی در منحنی زیست محیطی کوزنتس را برای هر کدام از انواع آلاینده‌ها مورد بررسی قرار داد.

برینچو و استاگل^۲ (۲۰۰۶) به بررسی رابطه علیت اثر شاخص‌های سرمایه اجتماعی بر مصرف انرژی پرداختند و برآورد میزان این اثر، دریافتند سرمایه اجتماعی منجر به احساس رضایت در میزان مصرف افراد خواهد شد.

مگان مک‌مایکل^۳ (۲۰۰۷) اثر سرمایه اجتماعی بر بهره‌وری انرژی و حفظ محیط زیست را بررسی کرد و دریافت ارتباط بین طبیعت ناحیه و رضایت از حوالی آن بسته به مکان (شهری و روستایی) و شرایط فرهنگی، نتایج متفاوتی را دربر دارد.

بیشتر مطالعات اقتصاددانان در ایران در زمینه سرمایه اجتماعی و انتشار گاز دی‌اکسیدکربن به طور جداگانه معطوف به نقش و رابطه علی هر یک از این عوامل بر رشد اقتصادی بوده است و مطالعات کمتری پیرامون نقش سرمایه اجتماعی در حفظ محیط زیست، توسعه پایدار و به طور اخص انتشار آلاینده‌های هوا دیده می‌شود. مطالعاتی که در ادامه به آن‌ها اشاره شده، نمونه‌هایی از تحقیقات مرتبط در این زمینه است.

فیروزآبادی و ایمانی جاجرمی (۱۳۸۵) با نمونه‌گیری خوشه‌ای در مناطق ۲۲گانه شهر تهران به بررسی ارتباط میان سرمایه اجتماعی و توسعه اقتصادی شهر تهران پرداختند. نتایج مطالعه این دو حاکی است که سرمایه اجتماعی شهر تهران، رابطه مثبت معناداری با توسعه مناطق در تهران دارد و مناطق توسعه یافته‌تر از میزان بیشتر اعتماد عمومی، آگاهی، مشارکت‌های رسمی و غیررسمی همیارانه برخوردار هستند. از این رو، باید در سیاست‌ها و برنامه‌ریزی برای سلامتی و پایداری شهر به عوامل اجتماعی توجه کرد.

موسوی و همکاران (۱۳۹۱) به تحلیل فضایی ارتباط بین سرمایه اجتماعی و توسعه پایدار شهری در استان آذربایجان غربی پرداختند. آن‌ها دریافتند توسعه با ابعاد اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی، سرمایه اجتماعی را محقق می‌کند و سرمایه اجتماعی، زمینه ایجاد توسعه پایدار را فراهم می‌کند.

1- Paudel

2- Briceno and Stagl

3- Megan McMichel

اردکانی (۱۳۹۰) نیز به مطالعه رابطه سرمایه اجتماعی و مصرف انرژی در ایران پرداخت. نتایج مطالعه وی حاکی است که سرمایه اجتماعی در کنار متغیرهای درآمد، شاخص قیمت انرژی و جمعیت به عنوان متغیر برونزا و موثر بر مصرف انرژی است و سرمایه اجتماعی می‌تواند به عنوان عاملی موثر در کاهش مصرف انرژی تلقی شود.

با توجه به اینکه فرایند رشد اقتصادی ناگزیر از تخریب محیط زیست است، سیاست‌گذاری مناسب در این راستا امری اجتناب‌ناپذیر جهت نیل به سطح بهینه تخریب محیط زیست است. توسعه پایدار دارای ابعاد و مولفه‌های متفاوتی است؛ ابعاد محیطی، اقتصادی و اجتماعی، ابعاد متفاوت توسعه پایدار را تشکیل می‌دهند که در بعد محیطی مساله سرمایه طبیعی، در بعد اقتصادی سرمایه فیزیکی و در بعد اجتماعی سرمایه‌های انسانی و اجتماعی مدنظر قرار می‌گیرند. بنابراین، توجه به بحث سرمایه اجتماعی، توجه به بعدی بسیار مهم از توسعه پایدار است. همچنین مولفه‌های توسعه پایدار شامل مولفه‌های رشد، توزیع و مسائل نهادی است. در مولفه رشد، درباره ایجاد و خلق ظرفیت مولد بیشتر، در مولفه توزیع در مورد مسائل مربوط به برابری در بین هر نسل و برابری بین نسل‌ها و در مولفه نهادی درباره مسائل مشارکت و توانمندسازی افراد بحث می‌شود (ویمان و پولیتیلو^۱، ۲۰۰۳). مفهوم توسعه پایدار، سلامتی محیط و نیل به پایداری را به واسطه مشارکت سازمان‌های محلی می‌داند که این مشارکت منجر به ایجاد سرمایه اجتماعی می‌شود و این سرمایه اجتماعی در نسل آتی با سرانه بیشتری نسبت به نسل‌های امروزی باید باشد (سراج‌الدین^۲، ۱۹۹۶).

رشد و توسعه اقتصادی کشورها همراه با تهدید جدی تخریب محیط زیست است. در این زمینه، مطالعات زیادی انجام گرفته است که در نتیجه آن‌ها، بسیاری از دانشمندان معتقدند سطوح بالاتر فعالیت اقتصادی (تولید یا مصرف) نیازمند انرژی و مواد اولیه بیشتری است و در نتیجه مقادیر بیشتری از مواد زائد فرعی ایجاد می‌شود. استخراج رو به افزایش منابع طبیعی، تجمع مواد زائد و تمرکز آلاینده‌ها از ظرفیت تحمل زیست کره بالاتر خواهد رفت و به تخریب محیط زیست منجر می‌شود. در واقع با وجود افزایش سطح درآمد، ناظر کاهش رفاه انسان‌ها خواهیم بود. علاوه بر این، تخریب منابع طبیعی در نهایت فعالیت اقتصادی را با خطر مواجه می‌کند. از این رو، برای حفاظت از محیط زیست و حتی حفظ فعالیت‌های اقتصادی باید رشد اقتصادی

1- Veeman and Politylo

2- Serageldin

متوقف شود و جهان به سمت اقتصاد در وضعیت پایا^۱ حرکت کند. همچنین این طیف کسانی هستند که معتقدند سریع‌ترین راه برای بهبود کیفیت محیط زیست، مسیر رشد اقتصادی است. به عبارت دیگر، رشد به عنوان پیش‌زمینه‌ای برای بهبود کیفیت محیط زیست تلقی می‌شود (نصراللهی، ۱۳۸۸). این دو جریان فکری که یکی رشد اقتصادی و دیگری توجه به کیفیت محیط زیست بود، برای چند دهه وجود داشت که در نهایت در دهه ۱۹۹۰ به رویکرد سومی تبدیل شد؛ امکان بهبود در کیفیت محیط زیست از طریق رشد اقتصادی (یا ثابت نگه داشتن کیفیت موجود آن) بخشی از مبحث توسعه پایدار کنفرانس جهانی محیط زیست و توسعه در سال ۱۹۸۷ بود. پس از آن، در گزارش توسعه جهانی سال ۱۹۹۲ بانک جهانی، این ایده شناخته شده تر شد به این صورت که در حین افزایش درآمد (کشورها)، منابع موجود برای سرمایه‌گذاری در بهبود کیفیت محیط زیست و در نتیجه تقاضا برای آن افزایش می‌یابد.

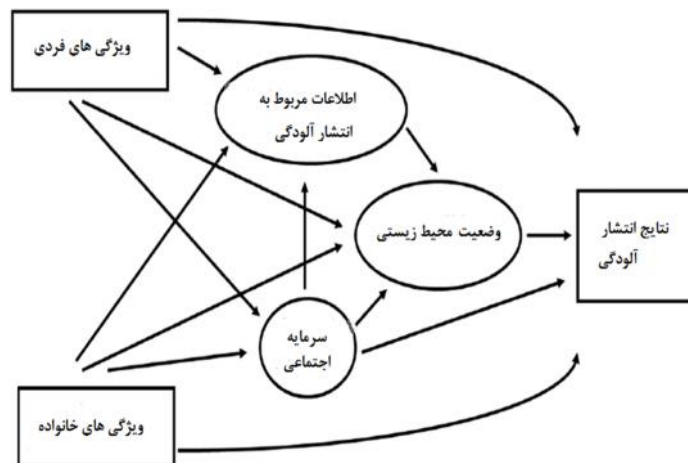
فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC)^۲ در اوایل دهه ۱۹۹۰ در پی رویدادهای اشاره شده، مطرح شد (فطرس، ۱۳۸۸). در فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس، رابطه رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست، چه مثبت و چه منفی در طول مسیر توسعه یک کشور ثابت نیست. در حقیقت هنگامی که کشور به حدی از درآمد می‌رسد که تقاضای مردم برای محیط زیست پاکیزه‌تر و تلاش آنان برای زیرساخت‌های کارا تر بیشتر می‌شود، علامت این رابطه از مثبت به منفی تغییر می‌یابد. منحنی زیست محیطی کوزنتس به دنبال تشریح یک فرایند پویای تغییر است به این معنی که در سطوح پایین توسعه یافتگی، هم کیفیت و هم شدت تخریب زیست محیطی به اثرات فعالیت اقتصادی مداوم بر منابع طبیعی و همچنین به مقادیر ضایعات تجزیه پذیر محدود می‌شود، اما هنگامی که جهش صنعتی اتفاق می‌افتد با شدت گرفتن استخراج منابع طبیعی و کشاورزی، تهی‌سازی منابع طبیعی و تولید ضایعات سرعت می‌یابد. در سطوح بالاتر توسعه، تغییرات ساختاری به سمت صنایع و خدمات وابسته به اطلاعات، تکنولوژی‌های برتر و تقاضای افزایشی برای کیفیت محیط زیست به کاهش یکنواخت در تخریب محیط زیست می‌انجامد (نصراللهی، ۱۳۸۸). در تحقیقات تجربی انجام شده در زمینه منحنی زیست محیطی کوزنتس، علاوه بر متغیر درآمد سرانه، متغیرهای دیگری از جمله سرمایه اجتماعی، جمعیت، ویژگی‌های

1- Steady State

2- Environmental Kuznets Curve (EKC)

جغرافیایی، متغیرهای تجاری، حقوق سیاسی، آزادی های مدنی و... به کار گرفته شده است. از آنجا که سرمایه اجتماعی در تعاملات و روابط بین انسان ها نهفته است و همین تعاملات و روابط در جامعه هستند که نشان از سیاست، فرهنگ، اقتصاد و... در آن جامعه دارند، بنابراین، هرچه این روابط آمیخته با سجایای اخلاقی، ارزش ها و هنجارهای پسندیده در سطوح مختلف جامعه باشد، آن جامعه کاراتر و موثرتر عمل خواهد کرد و زودتر به توسعه پایدار خواهد رسید (صفدری، ۱۳۸۷). در این راستا الگویی مطابق نمودار (۱)، اثر سرمایه اجتماعی در انتشار آلاینده های هوا را نشان می دهد.

نمودار (۱): اثرگذاری سرمایه اجتماعی در انتشار آلاینده های هوا (از وسایل نقلیه)



ماخذ: ماسیاس، ۲۰۱۲

براساس نمودار (۱)، سرمایه اجتماعی از طریق مشارکت افراد جامعه و با کمک آنان براساس احساس مسئولیت و همدردی نسبت به محیط زیست و همچنین میزان مشارکت در امور اجتماع محلی و زندگی سازمانی، مشارکت در امور عمومی، رفتارهای داوطلبانه، فعالیت های اجتماعی غیررسمی و... بر انتشار آلاینده های هوا به عنوان یکی از شقوق توسعه پایدار موثر خواهد بود. در نتیجه ابزارهای نظارت اجتماعی به کمک نهادهای مردمی فعال در سطح جامعه، موجب کاهش مشکلات زیست محیطی می شود. بنابراین، تخریب محیط زیست و سواری مجانی^۱ در سطح گسترده ای کاهش خواهد یافت. ارتقای سرمایه

1- Free Rider

اجتماعی در سطح جامعه با افزایش آموزش و آگاهی مردم از طریق آموزش‌های اخلاقی، مذهبی و توجه به آشنایی آنان با محیط زیست، منجر به افزایش اطلاعات مربوط به انتشار آلاینده‌های هوا شده و در نهایت در بلندمدت می‌تواند نقش به‌سزایی در وضعیت محیط زیست، کنترل و کاهش انتشار آلودگی‌های هوا داشته باشد.

به طور خلاصه می‌توان گفت اگر روابط متقابل اجتماعی که فرهنگ، آداب و رسوم، هنجارها، نهادها، شبکه‌های اجتماعی و... در چگونگی تشکیل آن نقش دارند در جهت مثبت، رشد و تکامل یافته باشد، می‌تواند در تعاملات و مبادلات اقتصادی باعث کاهش هزینه‌های مبادلاتی و سواری مجانی شود (صفدری، ۱۳۸۷). همچنین سرمایه اجتماعی، سود سرمایه‌گذاری در زمینه سرمایه طبیعی و سرمایه انسانی را افزایش می‌دهد. از این رو، سرمایه اجتماعی به عنوان منبع با مالکیت جمعی متعلق به محلات، روستاها و شهرها، مناطق و بخش‌ها است که می‌تواند زمینه رفاه و توسعه همگانی را به وجود آورد. بنابراین، امروزه می‌توان سرمایه اجتماعی را به عنوان ابزاری مهم برای توسعه پایدار از ابعاد محیطی، اجتماعی، فرهنگی، اقتصادی دانست و سرمایه اجتماعی و توسعه پایدار را از جنبه‌های مختلف مرتبط و مکمل به هم تلقی کرد (سراج‌الدین و گروتارت، ۲۰۰۰).

۳- روش‌شناسی

۳-۱- آزمون علیت هسیائو^۱

نتایج آزمون علیت گرنجری^۲ نسبت به طول وقفه بسیار حساس است (چنگک و لای^۳، ۱۹۹۷). آن‌ها نشان دادند اگر طول وقفه انتخابی کمتر از طول وقفه واقعی باشد، حذف وقفه‌های مناسب باعث اریبی^۴ برآورد شده و اگر طول وقفه انتخابی بیشتر از طول وقفه واقعی باشد، وقفه‌های اضافی در مدل VAR^۵ باعث می‌شوند برآوردها ناکارا باشند. بنابراین، مشکل اصلی آزمون استاندارد علیت گرنجری، حساسیت فراوان نسبت به انتخاب

1- Hsiao's Granger Causality

2- Granger Causality

3- Cheng and Lai

4- Bias

5- Vector Autoregression

طول وقفه است. از این رو، هسیائو^۱ (۱۹۸۱) برای حل این مشکل یک روش خودرگرسیون منظم برای انتخاب طول وقفه بهینه برای هر کدام از متغیرها ارائه داد. در آزمون علیت هسیائو برای تعیین طول وقفه واقعی از یک روش خودرگرسیون سیستماتیک^۲ استفاده می شود. در این روش، علیت گرنجری و خطای پیش بینی برای تعیین طول وقفه بهینه با یکدیگر ترکیب می شوند. در گام اول روش هسیائو، طول وقفه برای $i=1, 2, \dots, m$ و در گام دوم طول وقفه $j=1, 2, \dots, n$ محاسبه می شود. به عبارت دیگر، انتخاب طول وقفه بهینه در آزمون علیت گرنجری هسیائو در دو مرحله انجام می شود؛ در مرحله اول مجموعه ای از مدل های خودرگرسیونی روی متغیر وابسته برآورد می شود. در معادله رگرسیون اول وقفه متغیر وابسته از یک شروع شده، سپس به هر رگرسیون نسبت به رگرسیون بعدی یک وقفه اضافه می شود. طول وقفه تا جایی که امکان پذیر است، اضافه می شود. رگرسیون هایی که برآورد می شوند به صورت معادله (۱) خواهند بود.

$$Y_t = \mu + \sum_{k=1}^m Y_{t-k} + \epsilon_t \quad (1)$$

پس از برآورد تمام رگرسیون ها، معیار خطای نهایی پیش بینی (FPE)^۳ برای هر معادله رگرسیون محاسبه می شود (معادله (۲)).

$$FPE(m) = \frac{T+M+1}{T-M-1} \cdot \frac{SSE(m)}{T} \quad (2)$$

که در آن، T حجم نمونه و SSE ^۴ مجموع مربعات پسماند است. وقفه ای که حداقل معیار FPE را ایجاد کند، طول وقفه بهینه (m^*) خواهد بود. با تعیین m^* ، مرحله اول آزمون به پایان می رسد. در مرحله دوم وقفه های متغیر دیگر وارد معادلات رگرسیونی می شود. این معادلات رگرسیونی به صورت معادله (۳) تعریف می شود، سپس معیار خطای نهایی پیش بینی برای هر معادله رگرسیونی از طریق معادله (۴) محاسبه می شود.

$$Y_t = \mu + \sum_{K=1}^{m^*} Y_{t-K} + \sum_{j=1}^n X_{t-j} + \epsilon_t \quad (3)$$

$$FPE(m^*, n) = \frac{T+m^*+n+1}{T-m^*-n-1} \cdot \frac{SSE(m^*, n)}{T} \quad (4)$$

1- Hsiao

2- Systematic Autoregressive Method

3- Final Prediction Error

4- Sum of Squared Error

طول وقفه بهینه‌ای که معیار خطای نهایی پیش‌بینی (FPE) را حداقل کند، طول وقفه بهینه متغیر X_t است. در آزمون علیت همسانو، $FPE(m^*, n^*)$ با $FPE(m^*, n^*)$ مقایسه می‌شود. اگر $FPE(m^*, n^*) > FPE(m^*)$ باشد، X_t علت گرنجری Y_t نیست و اگر $FPE(m^*, n^*) < FPE(m^*)$ باشد، X_t علت گرنجری Y_t است. در آزمون علیت همسانو لازم است تمامی متغیرها مانا باشند و در صورت نامانایی متغیرها باید از تفاضل آن‌ها برای انجام آزمون استفاده کرد.

۲-۳- آزمون تودا و یاماموتو

تودا و یاماموتو^۱ در سال ۱۹۹۵ روشی ساده به صورت برآورد یک مدل VAR تعدیل شده برای بررسی علیت گرنجری پیشنهاد دادند. آن‌ها استدلال کردند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌های (k) بهینه مدل VAR و سپس درجه هم‌انباشتگی ماکزیمم (dmax) را تعیین کرد و یک مدل VAR را با تعداد وقفه‌های (k+dmax) تشکیل داد. آماره آزمون مورد استفاده جدا از اینکه متغیرهای X و Y انباشته^۲ از هر درجه‌ای، غیرهم‌انباشته یا هم‌انباشته از هر درجه‌ای باشند، معتبر خواهد بود.

برای انجام آزمون علیت از سرمایه اجتماعی به انتشار CO_2 ، ابتدا الگوی مطرح شده را به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) برآورد کرده و سپس فرضیه‌ای مطابق معادله (۵) آزمون می‌شود که در آن ضرایب B_{12} ضرایب متغیر سرمایه اجتماعی برای $i=1, 2, \dots, k$ وقفه در این معادله و k تعداد وقفه بهینه مدل است. مرتبه بهینه VAR معادل $K+dmax$ است که در آن حداکثر مرتبه انباشتگی موجود در متغیرهای سیستم است. وجود علیت از LSC به LCO_2 را می‌توان با رد فرضیه بالا (LSC علت گرنجری LCO_2 نیست) و براساس آزمون والد برای متغیر مستقل تعریف کرد.

$$H_1: B_{12}^1 = B_{12}^2 = B_{12}^3 = \dots = B_{12}^k = 0 \quad (5)$$

1- Toda and Yamamoto

2- Integrated

۳-۳- آزمون کرانه‌ها

پسران و همکاران (۲۰۰۱) ضعف الگوی تصحیح خطای انگل - گرنجر^۱ (۱۹۸۷) را با جای گذاری متغیر سطح با یک وقفه به جای جمله تصحیح خطا و تشکیل الگوی UECM^۲ بر طرف کردند^۳ و آزمونی را با عنوان آزمون کرانه‌ها برای تایید وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها ارائه دادند. الگوی $\Delta(\Delta CO_2) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta u_{t-1} + \alpha_2 u_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{i+1} \Delta(\Delta u)_{t-i} + \sum_{j=1}^q \alpha_{p+j} \Delta g_{t-j} + \epsilon_t$ فرم تفاضلی اثر سرمایه اجتماعی بر انتشار CO₂ را در قالب این آزمون نشان می‌دهد.

اولین گام در آزمون کرانه‌ها، آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی، یعنی $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ در مقابل، $H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq 0$ است. با توجه به اینکه توزیع F، نامتقارن است، پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقادیر بحرانی را برای آماره $FI(0)$ در دو مرحله برآورد کردند. ابتدا با این فرض که همه متغیرها هستند و بار دیگر با این فرض که همه متغیرها $I(1)$ هستند و سپس کران پایین را برای رگرسورهای $I(0)$ و کران بالا را برای رگرسورهای $I(1)$ تعریف کرده‌اند. اگر آماره F محاسباتی بزرگ‌تر از مقدار کران بالا باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و اگر کوچک‌تر از کران پایین باشد، فرضیه H_0 پذیرفته می‌شود و اگر آماره F بین دو کران قرار گیرد، آزمون بی‌نتیجه است.

آزمون کرانه‌ها وجود و یا عدم وجود هم‌انباشتگی میان متغیرها را می‌تواند شناسایی کند، اما نتیجه این آزمون جهت علیت را نشان نمی‌دهد. روش گرنجر^۴ (۱۹۶۹) در مورد پاسخ به این مساله که به طور مثال X علت Y است یا بالعکس، این گونه است که در گام اول توضیح دهندگی مقادیر گذشته X در مورد Y سنجیده می‌شود و اگر افزودن این مقادیر قدرت توضیح دهندگی الگو را افزایش دهد، گفته می‌شود X علت گرنجری Y است. اگر هم‌انباشتگی بین متغیرها در الگو وجود نداشته باشد، الگوی VAR برای بررسی رابطه علیت میان متغیرها به کار گرفته می‌شود، اما اگر هم‌انباشتگی وجود داشته باشد، استفاده از الگوی VAR نتایج دقیقی در مورد جهت علیت به دست نخواهد داد. در این حالت جمله تصحیح خطا با یک وقفه را از معادله هم‌انباشتگی میان متغیرها در هر الگو استخراج شده و به عنوان یک متغیر مستقل وارد الگو می‌شود.

1- Engle and Granger

2- Unrestricted Error Correction Model

۳- برای مطالعه بیشتر در مورد مبانی نظری این رهیافت به پسران و همکاران (۲۰۰۱) و شیرین‌بخش (۱۳۸۴) مراجعه شود.

4- Granger

جهت علیت با برازش الگوی نامبرده مشخص خواهد شد. یکی از مزایای این روش آن است که می‌توان علیت کوتاه و بلندمدت را به طور جداگانه مورد بررسی قرار داد. در الگوی ایجاد شده علیت بلندمدت با ضریب جمله ECT_{t-1} مشخص می‌شود. اگر ضریب جمله ECT_{t-1} معنادار باشد، می‌توان نتیجه گرفت که علیت گرنجری بلندمدت از متغیر مستقل وارد شده به متغیر وابسته در نظر گرفته شده وجود دارد. در حقیقت معناداری این ضریب نشان‌دهنده وجود مکانیسمی است که چگونگی تصحیح عدم تعادل موجود در کوتاه‌مدت و رسیدن آن به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد (تینجی و لینگجی^۱، ۲۰۱۱). علیت کوتاه مدت نیز با انجام آزمون F -آزمون فرضیه صفر، مساوی صفر بودن همزمان ضرایب متغیرهای مستقل با وقفه - بررسی می‌شود.

۳-۴- داده‌های مورد استفاده

با توجه به تعاریف مختلف از سرمایه اجتماعی، سنجش و محاسبه این متغیر، سخت و پیچیده است. همچنین مراکز رسمی اندازه‌گیری و انتشار داده‌های اقتصادی به طور معمول سرمایه اجتماعی را اندازه‌گیری نمی‌کنند. از این رو، در این مطالعه از محاسبه میزان سرمایه اجتماعی ایران در مطالعه سعادت (۱۳۸۷) استفاده شد. سعادت (۱۳۸۷) با منطق فازی و با تعریف دو شاخص مشارکت فرهنگی و میزان جرم، میزان سرمایه اجتماعی ایران را برآورد کرده است. سایر داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۷ از آمار موجود بانک مرکزی، ترازنامه انرژی و مرکز آمار ایران استخراج شد.

۴- یافته‌های پژوهش

بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی ناماننا بوده و رگرسیون‌های مبتنی بر این داده‌ها می‌تواند جعلی باشد. بنابراین، لازم است ابتدا آزمون‌های ریشه واحد برای تشخیص مانائی متغیرها به کار گرفته شود. به همین دلیل قبل از انجام آزمون‌های موردنظر، ابتدا آزمون مانایی برای تمامی سری‌های زمانی مورد استفاده انجام شد. از بین آزمون‌های مختلف ریشه واحد، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ADF رایج‌تر است و به طور گسترده‌ای به کار گرفته می‌شود و در این مقاله نیز برای آزمون مانایی سری‌های زمانی از همین آزمون استفاده شد. نتایج آزمون برای متغیرهای استفاده شده در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	آماره ADF	مقدار بحرانی مک کینون در سطح ۵ درصد	وضعیت مانایی
LCO _p	-۱/۴۵	-۲/۹۶	نامانا
D(LCO _p)	-۳/۶۷	-۲/۹۶	مانا
LSC	-۲/۸	-۲/۹۵	نامانا
D(LSC)	-۸/۷۴	-۲/۹۵	مانا

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهد متغیرهای سرمایه اجتماعی (LSC) و انتشار CO_p (LCO_p) در سطح نامانا بوده و در تفاضل مرتبه اول مانا می‌شوند.

۱-۴- نتایج آزمون علیت همبستگی

جدول (۲) نتایج تعیین طول وقفه بهینه معادله‌های (۱) و (۲) با متغیر وابسته LCO_p است. m* برای متغیر انتشار CO_p معادل یک وقفه به دست آمد.

در مرحله دوم که به معادله‌های (۳) و (۴) مربوط است و نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده، متغیر سرمایه اجتماعی به عنوان متغیر مستقل وارد مدل با وقفه بهینه شده است. در این مرحله باید وقفه بهینه متغیرهای مستقل n* تعیین شود، سپس با بررسی خطای نهایی هر دو مرحله به تصمیم‌گیری در خصوص رابطه علیت بین دو متغیر پرداخت.

مقادیر جدول خطای پیش‌بینی نهایی (FPE) را نشان می‌دهند. وقفه بهینه برای متغیر سرمایه اجتماعی (SC) معادله (۵) تعیین شدند.

جدول (۲): تعیین طول وقفه بهینه برای متغیر وابسته LCO_p - مرحله اول

FPE(m)	SSR	تعداد وقفه	مدل
۰/۰۰۰۹۸۶	۰/۰۲۶۸۶	**۱	$dLCO_2 = a_0 + dLCO_2(1,1) + et$
۰/۰۰۱۰۵	۰/۰۲۶۸۰۷	۲	$dLCO_2 = a_0 + dLCO_2(1,2) + et$
۰/۰۰۱۱۱۹	۰/۰۲۶۷۷۱	۳	$dLCO_2 = a_0 + dLCO_2(1,3) + et$
۰/۰۰۱۱۹۴	۰/۰۲۶۷۲۳	۴	$dLCO_2 = a_0 + dLCO_2(1,4) + et$

** طول وقفه بهینه‌ای که خطای پیش‌بینی نهایی را حداقل می‌کند.

منبع: محاسبات تحقیق

تحلیل علیت بین سرمایه اجتماعی و انتشار گاز دی‌اکسید کربن ... ۱۷

جدول (۳): تعیین طول وقفه بهینه متغیرهای مستقل آزمون علیت همبستگی با متغیر وابسته CO_2 - مرحله دوم

dLSC	FPE(1, n)
۰/۰۰۱۰۳۸	۱
۰/۰۰۱۰۹۳	۲
۰/۰۰۱۱۳۷	۳
۰/۰۰۱۲۱۵	۴
۰/۰۰۱۲۱۳	۵
۰/۰۰۱۲۲۱	۶
۰/۰۰۱۱۵۸	۷
۰/۰۰۱۱۱۹	۸
۰/۰۰۱۱۸۷	۹
۰/۰۰۱۱۳۴	۱۰
۰/۰۰۱۲۲۶	۱۱
۰/۰۰۱۱۲۵	۱۲
۰/۰۰۱۱۲۵	۱۳
۰/۰۰۱۲۲	۱۴
** ۰/۰۰۰۸۹	۱۵

** طول وقفه بهینه انتخاب شده که دارای کمترین مقدار FPE است.

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۴) خلاصه نتایج آزمون علیت همبستگی را نشان می‌دهد. به دلیل اینکه مقدار پیش‌بینی خطای نهایی $FPE(m^*, n^*) < FPE(m^*)$ است، متغیر سرمایه اجتماعی، علت گرنجری انتشار CO_2 است.

جدول (۴): خلاصه نتایج روش علیت گرنجری تعمیم یافته - متغیر وابسته CO_2

نتیجه	FPE(m*, n*)	n*	FPE(m*)	m*	متغیر تأثیرگذار	متغیر وابسته
LSC علت گرنجری CO_2 است.	۰/۰۰۰۸۹	۱۵	۰/۰۰۰۹۸۶	۱	LSC	CO_2

منبع: محاسبات تحقیق

۲-۴- نتیجه آزمون علیت تودا و یاماموتو

برای انجام آزمون تودا و یاماموتو وقفه بهینه مدل VAR مطابق معیار شوارتز معادل ۱ وقفه ($k=1$) تعیین شد. با افزودن یک درجه انباشتگی ($dmax$) به تعداد وقفه برآورد شده می توان درجه VAR را معادل ۲ وقفه ($k+dmax$) محاسبه کرد. نتایج حاصل از این روش در جدول (۵) آمده است. نتایج نشان می دهد علیت یکطرفه از سرمایه اجتماعی به انتشار CO_2 وجود دارد.

جدول (۵): آماره آزمون والد، آزمون تودا یاماموتو- سرمایه اجتماعی

احتمال	آماره chi-sq	جهت رابطه
۰/۰۳	۷/۰۴	LSC علت تغییرات CO_2 است.
۰/۲	۳/۱۰	CO_2 علت تغییرات LSC است

منبع: محاسبات تحقیق

۳-۴- نتیجه آزمون کرانه‌ها و رهیافت ARDL

رهیافت نوین ARDL توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) برای تعیین رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها ارائه شد. در اینجا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای سرمایه اجتماعی و انتشار CO_2 با استفاده از آزمون کرانه‌ها و رهیافت ARDL آزمون شده است. مزیت این روش در این است که برخلاف روش یوهانسون نیازی به یکسان بودن درجه انباشتگی متغیرهای مورد نظر در تحلیل نیست. نکته قابل توجه در کاربرد این رهیافت آن است که با توجه به ماهیت متغیرهای مطالعه شامل انتشار CO_2 و سرمایه اجتماعی به لحاظ نظری فقط یک رابطه یکطرفه از سرمایه اجتماعی به انتشار CO_2 منطقی و قابل قبول است. آزمون انجام شده در این قسمت بر این فرض استوار است و نتیجه آزمون می‌تواند نشان دهد آیا این رابطه و علیت مرتبط با آن با توجه به داده‌های در دسترس پذیرفتنی است یا خیر؟ نتیجه آزمون‌های علیت هسیانو و تودا و یاماموتو نیز تاییدکننده این فرض هستند. برای این منظور معادلاتی به

$$\Delta LCO_2_t = a_1 + \sum_{i=1}^k b_{i1} \Delta LCO_2_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{i1} \Delta LSC_{t-i} + {}_1LCO_2_{t-1} + {}_2LSC_{t-1} + \eta_t \quad \text{شکل}$$

$$\Delta LSC_t = a_2 + \sum_{i=1}^k b_{i2} \Delta LSC_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{i2} \Delta LCO_2_{t-i} + {}_1LSC_{t-1} + {}_2LCO_2_{t-1} + \eta_t \quad \text{و}$$

در آن LSC و LCO_2 به ترتیب نشانگر لگاریتم سرمایه اجتماعی و لگاریتم انتشار CO_2 هستند، مدنظر قرار می‌گیرند.

در این دو معادله، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها ($H_0: \alpha = \beta = 0$) را در برابر فرضیه مخالف ($H_1: \alpha \neq \beta \neq 0$) با استفاده از آماره F که آن را $F_X(X|Y)$ می‌نامیم، آزمون می‌کنیم. نکته قابل توجه این است که توزیع مجانبی این آماره F بدون توجه به $I(0)$ یا $I(1)$ بودن متغیرهای مستقل مدل، استاندارد نیست. پسران و همکاران مقادیر بحرانی مناسب را با توجه به تعداد متغیرهای مستقل موجود در مدل و وجود یا نبود عرض از مبدا یا روند زمانی در آن ارائه کرده‌اند. این آماره‌ها شامل دو مجموعه است؛ یک مجموعه با فرض اینکه تمام متغیرها $I(0)$ و مجموعه دیگر با فرض $I(1)$ بودن تمام متغیرها محاسبه شده‌اند. اگر آماره F محاسبه شده از حد بالای محدوده مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران تجاوز کند، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود. در این حالت می‌توان استنباط کرد که یک رابطه علیت گرنجری از متغیر X به متغیر Y وجود دارد. اگر آماره F محاسبه شده کمتر از حد پایین این محدوده باشد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد که در این حالت رابطه علیت گرنجری بین متغیرها وجود ندارد. چنانچه آماره F محاسبه شده درون محدوده مقادیر بحرانی قرار گیرد، نتیجه غیر معین و غیر قابل استنباط خواهد بود.

در جدول (۶) آماره F محاسبه شده و کرانه‌های بالا و پایین وقتی متغیر وابسته انتشار CO_2 و متغیر مستقل سرمایه اجتماعی است را نشان می‌دهد.

جدول (۶): آماره F در آزمون کرانه‌ها

آماره F	سطح خطا-درصد	$I(0)$	$I(1)$
۶/۷۱	۲/۵	۵/۳	۵/۸۳
	۱	۶/۱	۶/۷۳

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به $I(1)$ بودن متغیرهای مورد استفاده در آزمون، مقدار آماره F محاسبه شده در سطح ۹۷/۵ درصد معنادار است. بر این اساس با اطمینان ۹۷/۵ درصد بین متغیرهای سرمایه اجتماعی و انتشار CO_2 هم‌انباشتگی وجود دارد. برای تحلیل علیت با توجه به

وجود هم‌انباشتگی معادله تصحیح خطا برآورد شد که نتیجه آن در جدول (۷) ارائه شده است. بر اساس این جدول، ضریب جمله تصحیح خطا ویژگی های مطلوب را دارا است. همچنین این ضریب معنادار است. ضریب متغیر تفاضل سرمایه اجتماعی نیز معنادار است. بنابراین، در کوتاه و بلندمدت علیت از طرف سرمایه اجتماعی به انتشار CO_2 تایید می‌شود.

جدول (۷): آزمون علیت کوتاه و بلندمدت مبتنی بر رهیافت ARDL

	کوتاه مدت	بلندمدت
	D(LSC)	ECTt-1
LCO_2	*-۰/۳۵	***-۰/۴۵

* و *** به ترتیب معناداری در سطح ۱ و ۱۰ درصد است.

ماخذ: محاسبات تحقیق

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

توسعه پایدار مستلزم تغییر رفتارها و دیدگاه نسبت به محیط زیست در زندگی فردی و اجتماعی است. به همین دلیل امروزه به تعاملات اجتماعی و نقش ارزش‌ها و فرهنگ و به طور کلی نهادهای رسمی و غیررسمی در اقتصاد توجه می‌شود. در این زمینه، سرمایه اجتماعی می‌تواند با ارتقای نهادها و روابط افراد جامعه نقش مهمی را در توسعه پایدار جوامع ایفا کند.

در این تحقیق با استفاده از داده‌های آماری سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۷ به بررسی علیت گرنجری بین دو متغیر سرمایه اجتماعی و انتشار دی‌اکسید کربن به سه روش، هیسائو، تودا و یاماموتو و آزمون کرانه‌ها پرداخته شد. براساس نتایج آزمون‌ها، علیت از سرمایه اجتماعی به انتشار CO_2 مورد تایید قرار گرفت. به عبارت دیگر، در ایران سرمایه اجتماعی علت انتشار CO_2 است.

با توجه به اینکه سرمایه اجتماعی در بهبود کیفیت محیط زیست و توسعه پایدار نقش مهمی دارد، می‌تواند به عنوان عاملی موثر در کاهش انتشار آلودگی هوا نیز تلقی شود. سرمایه اجتماعی در بعد اقتصادی می‌تواند از طریق بهبود بهره‌وری در بخش صنعت حمل‌ونقل و کاهش هزینه‌های مبادله توسط ارتقای تکنولوژی نقش به‌سزایی داشته باشد. همچنین در بعد سیاسی از طریق ایجاد حس اعتماد و همکاری میان مردم و سیاست‌های

اتخاذی دولت و مطالبه این کالای عمومی مهم از مسولان، می‌تواند موثر باشد. در زمینه فرهنگی و اجتماعی نیز کاهش انتشار آلاینده‌های هوا با حضور سرمایه اجتماعی از طریق افزایش آگاهی مردم نسبت به اهمیت سلامت و بهداشت و همین‌طور انتقال حس مسولیت‌پذیری بین اقشار جامعه در استفاده از وسایل نقلیه عمومی و تشکیل نهادهای مردمی خواستار حفظ محیط زیست با مشارکت خود مردم، امکان‌پذیر خواهد بود.

به‌طور خلاصه نقش مهم خانواده‌ها با افزایش آموزش و آگاهی مردم و همین‌طور تاثیر متقابل سرمایه اجتماعی بر سرمایه‌های انسانی و به‌کارگیری و ارتقای تکنولوژی‌های نوین در وضعیت محیط زیست، نقش به‌سزایی در کنترل آلودگی‌های هوا خواهد داشت. پتانسیل قوی برای ارتقای سرمایه اجتماعی در ایران وجود دارد، از این‌رو، باید توجه بیشتری به سرمایه اجتماعی شود. به‌طور مثال، برای افزایش سرمایه اجتماعی در زمینه حفظ محیط زیست لازم است حس اعتماد در جامعه ارتقا یابد، زیرا این احساس اعتماد در اجرای قوانین در سطح جامعه سبب کاهش ناهنجاری‌های زیست محیطی شده و در نهایت تخریب محیط زیست در سطح کلان کاهش می‌یابد.

براساس مطالب ارائه شده، می‌توان این‌گونه جمع‌بندی و پیشنهاد کرد که سرمایه اجتماعی به‌عنوان یک راهکار غیرقیمتی جهت بهبود کیفیت محیط زیست و توسعه پایدار در تصمیم‌گیری‌ها و برنامه‌ریزی‌های کلان کشور نقش مهمی را ایفا می‌کند. از این‌رو، برای حفظ منابع طبیعی الهی، ضرورت سرمایه‌گذاری‌های بیشتر جهت ارتقای منبع عظیم سرمایه اجتماعی در کشورمان دیده می‌شود.

۶- منابع

الف - فارسی

- آثاری اردکانی، پدram (۱۳۹۰)، «بررسی رابطه بین سرمایه اجتماعی و مصرف انرژی در ایران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده اقتصاد.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی. وزارت نیرو، معاونت امور انرژی ترازنامه انرژی ایران، سال‌های مختلف.
- رنانی، محسن و همکاران (۱۳۸۵)، «سرمایه اجتماعی و رشد اقتصادی، ارائه یک الگوی نظری»، مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان (علوم انسانی)، جلد ۲۱، شماره ۲، صص ۱۵۱-۱۳۳.

۲۲ دوفصلنامه اقتصاد محیط زیست و منابع طبیعی، سال دوم، شماره ۳، پاییز و زمستان ۱۳۹۷

سعادت، رحمان (۱۳۸۷)، «برآورد روند سرمایه اجتماعی در ایران (با استفاده از روش فازی)»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، (۴۳) ۸۳، صص ۴۱-۵۶.

صفدری، مهدی و همکاران (۱۳۸۷)، «بررسی تاثیر سرمایه اجتماعی بر رشد اقتصادی ایران»، *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، دوره ۵، شماره ۲، صص ۳۹-۶۱.

فطرس، محمدحسن و میثم نسرین دوست (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران ۱۳۸۳-۱۳۵۹»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ۶، شماره ۲۱، صص ۱۱۳-۱۳۵.

فیروزآبادی، سید احمد و حسین ایمانی جاجرمی (۱۳۸۵)، «سرمایه اجتماعی و توسعه اقتصادی - اجتماعی در کلان شهر تهران»، *فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال ۶، شماره ۲۳، صص ۱۹۷-۲۲۴.

مرکز آمار ایران، سالنامه آماری، سال های مختلف.

موسوی، میرنجف و همکاران (۱۳۹۱)، «تحلیل فضایی رابطه سرمایه اجتماعی و توسعه پایدار شهری (مورد: شهرهای استان آذربایجان غربی)»، *مجله جغرافیا و توسعه*، شماره ۲۷، صص ۱-۱۸.

نصراللهی، زهرا و مرضیه غفاری گولک (۱۳۸۸)، «توسعه اقتصادی و آلودگی محیط زیست در کشورهای عضو پیمان کیوتو و کشورهای آسیای جنوب غربی (با تاکید بر منحنی زیست محیطی کوزنتس)»، *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، سال ۹، شماره ۲، صص ۱۰۵-۱۲۶.

ب- انگلیسی

Cheng , B.S., and T.W. Lai (1997), "An Investigation of Cointegration and Causality between Energy Consumption and Economic Activity in Taiwan", *Energy Economics*, 19, 435- 444.

Deker, P and E.M. Uslaner (2001), "Social Capital and Participation in Everyday Life", Routledge press, London and New York.

Granger, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, Vol. 37, pp 424-438.

Granger, C.W.J. (1986), "Development in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213- 228.

- Hsiao, C. (1981), "Auto Regressive Modeling and Money- income Causality Detection", *Journal of Monetary Economics*, -85-106.
- Isham, J. and S. Kahkonen (1999), "What Determines the Effectiveness of Community-Based Water Projects?,-Evidence from Central Java, Indonesia on Demand Responsiveness , Service Rules, and Social Capital, Social Capital Initiative Working Paper, Washington, DC, The World Bank, No. 14.
- Macias, Nelson and Watts (2012), "Environmental Concern, Social Capital and the Social Context of Tailpipe Emissions-Related Knowledge in Northern Climates", A Report from the University of Vermont Transportation Research Center.
- McMichael Megan (2007), "Social Capital and Energy Efficiency in Urban Household", school of Construction Management and Engineering, University of Reading, England.
- McMichael Megan (2007), "A Social Capital Approach to Household Energy Consumption", School of Construction Management and Engineering The University of Reading, United Kingdom 1897-1905.
- Narayan. D. and I. Pritchett (1999), "Cents and Sociability: Household Income and Social Capital in Rural Tauzauia", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 47, No. 4.
- Paudel , K.P., H. Zapata, M. Schafer, and H. Marzooghi (2005a), "Does Social Capital have a Role in Environmental Kuznets Curve? Spatial Panel Regression Model", Paper Presented at the AAEA Meeting, Rhode Island, Providence, July 2005a.
- Paudel, K.P. , H. Zapata, and D. Susanto (2005b), "An Empirical test of Environmental Kuznets Curve for Water Pollution", *Environmental and Resource Economics*, 31(2005b):325-48.
- Pesaran, M. H.(1996), Testing for the Existence of a Long run Relationship, DAE Working Paper No.9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Pesaran , M.H., Y. Shin, and R.J. Smith (2001),"Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, PP. 289 – 326.
- Pretty, J. and H. Ward, *Social Capital and the Environment*, World Development 29(2001):209- 227.
- Sergageldin, and C. Grootaert (2000), *Definig Social Capital: An Integrating View*.
- Sergeldin , I (1996), "Sustainability as Opportunity and Problem of Social Capital", *Brown Journal of World Affairs*, Vol. 3, No.2.
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995), "Statistical Inference in Vector Auto Regressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, 66, 225- 250.

Investigation of the Relation between Causality of Social Capital and CO2 Emission in Iran in the Period of (1978-2009)

Hamidreza Arbab¹

Hamid Amadeh²

Masoumeh Sadat Sajjadi³

Received: 25/12/2017

Accepted: 12/03/2018

Abstract

Considering, the effect of social capital on the improvement of quality of environment and sustainable development, the main goal of this study is the investigation of relation of Granger Causality between two varieties, social capital and emission of CO₂, in Iran. In this study, using data in the period of 1978-2009, the relation of Granger Causality has been studied via 3 methods of Hsiao's Granger Causality, Toda and Yamamoto, and Bound Testing. The results of this study established a one way relation of Causality of social capital and CO₂ emission in Iran. As a result, this study shows that social capital has a significant role to play in reduction of air pollution.

Keywords: *Social Capital, Sustainable Development, Granger Causality, Emission of Carbon Dioxide.*

JEL Classification: *Q53 ,O13.*

1- State University of Economics, Allameh Tabataba'i University-Tehran,Iran, Corresponding Author

Email: hamidrezaarbab@gmail.com

2- Student Economics, Allameh Tabataba'i University,Tehran,Iran

Email: hamidamadeh@gmail.com

3- Master's degree in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University,Tehran,Iran

Email: m.sajadi920@yahoo.com