محیط‌شناسی، دورهٔ ٤٤، شمارهٔ ۱، بهار ۱۳۹۷، صفحهٔ ۶۸-۴۹

بررسی تأثیر صنعتی شدن بر کیفیت محیط‌زیست در ایران با تأکید بر نقش تعدیل‌کنندهٔ سرمایه اجتماعی(رهیافت فیلتر کالمن)

ابوالقاسم مهدوی[۱]، حمید عزیز محمدلو[۲]*

۱. دانشیار، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران ، ایران mahdavi@ut.ac.ir
۲. استادیار، دانشکدهٔ علوم اجتماعی، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی(ره)، قزوین، ایران

تاریخ وصول مقاله: ۱۳۹۶/۰۸/۱۶ تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۰۳/۱۰

چکیده

آثار و تبعات زیست‌محیطی، از مهم‌ترین دغدغه‌های معطوف به صنعتی شدن به شمار رفته و ازاین‌رو جستجوی راهکارهای لازم برای کنترل چنین تبعاتی دارای اهمیت زیادی است. مبتنی بر تجارب جدید موجود در زمینهٔ مدیریت مسائل زیست‌محیطی، سرمایه اجتماعی می‌تواند با تقویت همسویی و هم‌افزایی سیاست‌ها و اقدامات زیست‌محیطی، نقش چشمگیری را در کنترل ابعاد زیست‌محیطی معطوف به صنعتی شدن ایفا کند. در این مقاله سعی شده است نقش سرمایهٔ اجتماعی در کنترل تبعات زیست‌محیطی حاصل از فرایند صنعتی شدن در ایران با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۴ بررسی شود. بدین منظور با استفاده از رهیافت کالمن فیلتر روند تغییرات اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست در ایران برآورد شده است. همچنین با استفاده از روش همگرایی یوهانسون، تأثیر سرمایهٔ اجتماعی بر شدت اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست مورد آزمون و تحلیل قرار گرفته است. یافته‌ها حاکی از آن است که در بلندمدت، ارتباط منفی معنادار بین سرمایهٔ اجتماعی و میزان تأثیر صنعتی شدن بر محیط‌زیست در ایران برقرار است. ازاین‌رو استنباط می‌شود که روند فرسایشی و در حال کاهش سرمایه اجتماعی در ایران، آثار منفی صنعتی شدن را بر محیط‌زیست تشدید کرده است. همچنین افزایش آشنایی افراد جامعه با راهبردها و فعالیت‌های حفاظت از محیط‌زیست و آشنایی نیروی کار بخش صنعت با شیوه‌ها و روش‌های استفادهٔ بهینه از منابع طبیعی و فناوری‌های دوستدار محیط‌زیست، زمینه‌های کاهش آثار مخرب صنعتی شدن بر محیط‌زیست را فراهم می‌کند.

کلیدواژه

سرمایه اجتماعی، صنعتی شدن، کالمن فیلتر، محیط‌زیست.

۱. سرآغاز

سیر تحول ملاحظات زیست‌محیطی بیانگر آن است که در سطوح مختلف محلی، ملی و بین‌المللی یکی از چالش‌ها و نگرانی‌های عمدهٔ موجود در فرایند صنعتی شدن، ملاحظات زیست‌محیطی معطوف به آن بوده است. عموماً، تاریخچهٔ ملاحظات زیست‌محیطی مربوط به جوامع صنعتی، به سه موج متفاوت تقسیم می‌شود. موج نخست بر فرسایش چشم‌اندازهای طبیعی ناشی از رشد صنعتی‌شدن و شهرنشینی در اوایل قرن بیستم تأکید دارد و بر این نکته متمرکز است که منابع باارزش چگونه می‌توانند در برابر تأثیرات ویرانگر صنعتی شدن محافظت شود. موج دوم که از دههٔ ۱۹۶۰ آغاز شد و در دههٔ ۱۹۷۰ توسعه یافت بر چیزی تأکید نمود که امروزه محیط‌زیست خاکستری[۱] نامیده می‌شود. طرفداران محیط‌زیست وجود یک سازمان بنیادی مربوط به ساختار اجتماعی را تنها راه ممکن برای حرکت به‌سوی جامعه سالم(از نظر محیط‌زیست)

* نویسنده مسئول: Email: azizmohammadlou@soc.ikiu.ac.ir

می‌دانستند. موج سوم که در اواخر دههٔ ۱۹۸۰ و اوایل دههٔ ۱۹۹۰ ظهور یافت گواه بعضی از تغییرات عمده‌ای بود که در سیاست‌های زیست‌محیطی بسیاری از کشورهای غربی به وجود آمده بود. در این دوره مقررات زیست‌محیطی دیگر به سطوح ملی محدود نمی‌شد بلکه سطوح بین‌المللی را نیز در برمی‌گرفت. طی این دوره کشورها در فرایند توسعه‌یافتگی شاهد ایجاد وزارتخانه‌های محیط‌زیست، نهادهای ملی، قوانین و مقررات زیست‌محیطی و پیدایش سازمان‌های غیردولتی زیست‌محیطی بودند (Le, 2016).

تجارب حاکی از آن است که صنعتی شدن و فرایند آن در کشورهای مختلف، با الگویی یکسان محیط‌زیست را متأثر نمی‌سازد. در برخی از کشورها شدت اثرگذاری بیشتر و در برخی دیگر کمتر است که این امر، تحت تأثیر فاکتورهای مختلفی ازجمله درجهٔ توسعه‌یافتگی کشورها، میزان درآمد سرانهٔ کشورها و بسیاری از عوامل فرهنگی و اجتماعی است. یکی از عوامل بسیار بااهمیت که بر شدت اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست مؤثر است، سرمایهٔ اجتماعی است. از جمع‌بندی تعاریف ارائه‌شده توسط برخی از نظریه‌پردازان برجستهٔ حوزهٔ سرمایه اجتماعی همچون (Coleman,1990; Fukuyama, 1995; Putnam, 1995; Paxton, 1999; Bourdieu, 1986 ;Woolcock,1998) چنین برمی‌آید که سرمایهٔ اجتماعی با مؤلفه‌هایی چون اعتماد در سطوح مختلف، شبکه‌ها و روابط همکاری، میزان آگاهی و مشارکت، انسجام اجتماعی، هنجارها و قوانین شناخته‌شده سروکار دارد و کارکرد اصلی آن تسهیل و ایجاد انسجام در روابط و تعاملات بین کنشگران در سطوح و موقعیت‌های مختلف است. این شکل از سرمایه می‌تواند از منظر نوع روابط به‌صورت درون‌گروهی، میان گروهی و ارتباط‌دهنده و از منظر عینیت‌پذیری به‌صورت شناختی و یا ساختاری وجود داشته باشد. یکی از زمینه‌هایی که سرمایهٔ اجتماعی می‌تواند نقش و اهمیت قابل‌ملاحظه‌ای در آن داشته باشد، تسهیل مدیریت مسائل زیست‌محیطی مترتب بر صنعتی شدن است.

با وجود چنین اهمیتی، یافته‌های محققان این مقاله حاکی از آن است که مطالعات تجربی لازم در خصوص بررسی چگونگی اثرگذاری سرمایه اجتماعی در کنترل آثار صنعتی شدن بر محیط‌زیست انجام نیافته است. البته مطالعاتی پیرامون نقش و اهمیت سرمایه اجتماعی در توسعهٔ پایدار و مدیریت محیط‌زیست (به‌طور عام) صورت پذیرفته است. برای مثال نصرالهی و اسلامی (۱۳۹۲) با استفاده از داده‌های دورهٔ زمانی (۹۰-۱۳۶۳) و با به‌کارگیری فرایند خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده نشان داده‌اند که سرمایه اجتماعی دارای اثر مثبت و معنادار بر محیط‌زیست در ایران است و بین مؤلفه‌های سرمایهٔ اجتماعی و سلامت محیط‌زیست رابطهٔ مستقیم و قوی وجود دارد. همچنین حمیدی و پرچ (۱۳۹۴) با روش کیفی نشان داده‌اند که بین سرمایه اجتماعی و حفظ محیط‌زیست و خدمات شهری رابطهٔ معنادار و مستقیم وجود دارد. کاهش سرمایهٔ اجتماعی و سوء مدیریت شهری در ارائهٔ خدمات متناسب و با کیفیت بالای شهری باعث کاهش حس صیانت و تعهد درونی نسبت به حفظ محیط‌زیست می‌شود. علاوه بر این، مطالعات متعددی نیز در خصوص بررسی تأثیرات صنعتی شدن، رشد اقتصادی، تجارت، توسعهٔ مالی، سرمایه‌گذاری خارجی، رشد جمعیت، شهرنشینی و سیاست‌های مالیاتی دولت بر محیط‌زیست صورت پذیرفته است. برای مثال در میان مطالعات می‌توان به مطالعات مهرآرا و همکاران (۱۳۹۰)، فطرس و همکاران (۱۳۹۰)، امیرنژاد و رفیعی (۱۳۹۰)، آماده و همکاران (۱۳۹۱)، اصغرپور و همکاران (۱۳۹۲)، محمدی و تیرگری سراجی (۱۳۹۲)، محمدی و سخی (۱۳۹۲)، پناهی و همکاران (۱۳۹۳)، لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۳)، بهبودی و همکاران (۱۳۹۳) و شهاب و صدرآبادی (۱۳۹۳) اشاره داشت که عمدتاً رابطه بین رشد اقتصادی و برخی از متغیرهای اقتصادی را با محیط‌زیست با رهیافت منحنی زیست‌محیطی کوزنتس بررسی کرده‌اند. در هیچ‌یک از این مطالعات به‌طور مشخص نقش سرمایهٔ اجتماعی در تعدیل

تأثیرات صنعتی شدن بر محیط‌زیست مطرح نبوده است. درواقع وجه تمایز این مقاله با تحقیقات قبلی نیز در همین امر است. به‌عبارت‌دیگر در این مقاله سعی بر آن است تا نقش و کارکرد سرمایهٔ اجتماعی در کنترل آثار منفی صنعتی شدن بر محیط‌زیست، به‌طور تجربی با استفاده از داده‌ها و مشاهدات کشور ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۴ بررسی و ارزیابی شود. بدین منظور در بخش بعد چارچوب نظری لازم در خصوص تبیین چگونگی اثرگذاری سرمایه اجتماعی در کنترل آثار منفی صنعتی شدن بر محیط‌زیست ارائه شده است. در ادامه به دنبال ارائهٔ مدل اقتصادسنجی مناسب، نقش تعدیل‌کنندگی سرمایهٔ اجتماعی در تأثیر صنعتی شدن بر محیط‌زیست مورد آزمون و بحث قرار گرفته است.

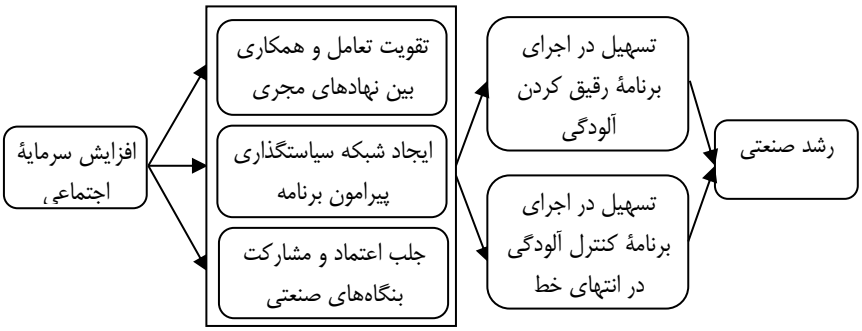
۲. چارچوب نظری

برای بررسی دقیق‌تر سازوکار اثرگذاری سرمایهٔ اجتماعی بر ابعاد زیست‌محیطی توسعهٔ صنعتی، لازم است نخست، روش‌ها و راهبردهای موجود برای مدیریت بهینه ابعاد زیست‌محیطی ناشی از فعالیت بنگاه‌های صنعتی ارائه شود و سپس دربارهٔ نقش سرمایهٔ اجتماعی در چگونگی کاربرد این روش‌ها و راهبردها بحث شود. اساساً تحول راهبردهای حفاظت محیط‌زیست در صنعت، حاکی از تحول رو به تکامل رویکردهای زیست‌محیطی است که با بسط مفهوم توسعه ارتباط می‌یابد. در این مسیر تحول، راهبردهای مختلف صنعتی عبارت بوده‌اند از: رقیق کردن آلودگی[۲]، کنترل آلودگی در انتهای خط[۳]، بازیافت[۴] و فناوری پاک‌تر[۵]. درواقع سرمایهٔ اجتماعی قادر است از طریق تسهیل هر یک از راهبردهای چهارگانه مذکور به مدیریت بهینه ابعاد زیست‌محیطی کمک کند. در ادامه ضمن بررسی اجمالی هر یک از این راهکارها، به بحث دربارهٔ سازوکار نقش‌آفرینی سرمایهٔ اجتماعی در اجرای بهینه آن‌ها می‌پردازیم.

الف. نقش سرمایهٔ اجتماعی در اجرای رویکرد رقیق کردن آلودگی‌های صنعتی: این برنامه شامل شناسایی صنایع، موجودی منابع، دسته‌بندی صنایع آلاینده، انتخاب صنایع اولویت‌دار برای تغییر مکان، سازوکارهای حمایت مالی و اجتماعی، سیاست‌های انگیزشی و مواردی از این قبیل است و اجرای آن مستلزم طی یک فرایند پیچیده بوده و مشارکت و تعامل تمامی فعالان مرتبط با مسائل محیط‌زیست را می‌طلبد. سازمان‌ها و نهادهای مرتبط با سیاست‌گذاری صنعتی، سازمان‌های مرتبط با سیاست‌گذاری‌های محیط‌زیست، نهادهای مالی و پشتیبانی، نهادها و مؤسسات پژوهشی و تحقیقاتی، مؤسسات فعال در حوزهٔ فناوری و از همه مهم‌تر بنگاه‌های صنعتی در زمرهٔ فعالانی هستند که وجود هماهنگی کامل و روابط مناسب بین آن‌ها تضمین‌کنندهٔ حصول به اهداف برنامه است. این روابط هماهنگ نیز مستلزم شکل‌گیری شبکهٔ سیاست‌گذاری بین متولیان اجرای این برنامه است. کمیتهٔ هماهنگی برای تنظیم روابط همکاری بین نهادهای مختلف تحقیقاتی، صنعتی، زیست‌محیطی و مالی متضمن روابط پایدار بین این مجموعه و ضامن موفقیت اجرای این برنامه است.

بالاتر بودن سطح سرمایهٔ اجتماعی از طریق سازوکارهایی چون تقویت تعامل و همکاری بین سازمان و نهادهای اجرایی، ایجاد شبکهٔ سیاست‌گذاری و جلب اعتماد و مشارکت بنگاه‌های صنعتی به تسهیل فرایند اجرایی برنامهٔ رقیق کردن آلودگی منجر شده و بدین ترتیب ابعاد زیست‌محیطی فرایند صنعتی شدن را بهبود می‌بخشد. نکتهٔ بسیار مهمی که در این خصوص قابل‌ذکر است میزان استقبال بنگاه‌های صنعتی است (شکل ۱).

در صورت عدم اجرا و مدیریت مؤثر برنامهٔ رقیق کردن آلودگی در انتهای خط [که تا حد زیادی درگرو اعتماد و مشارکت بنگاه‌ها است]، تغییر محل استقرار بنگاه‌ها به‌جای اینکه آلودگی را کاهش دهد به افزایش آن می‌انجامد که در اصطلاح به «تغییر محل آلودگی[۶]» منجر خواهد شد(Bai, 2002).



شکل۱. نقش سرمایهٔ اجتماعی در تسهیل اجرای برنامهٔ رقیق کردن آلودگی و رویکرد کنترل آلودگی‌های صنعتی در انتهای خط

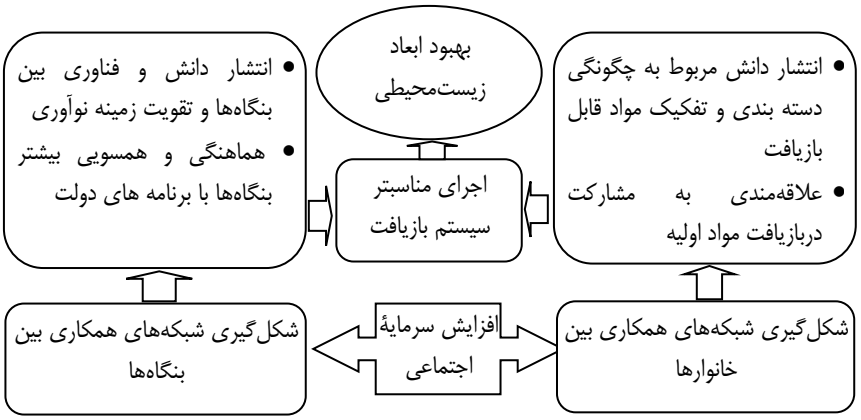
(منبع: نگارندگان)

در صورت عدم اجرا و مدیریت مؤثر برنامهٔ رقیق کردن آلودگی در انتهای خط [که تا حد زیادی درگرو اعتماد و مشارکت بنگاه‌ها است]، تغییر محل استقرار بنگاه‌ها به‌جای اینکه آلودگی را کاهش دهد به افزایش آن می‌انجامد که در اصطلاح به «تغییر محل آلودگی[۶]» منجر خواهد شد(Bai, 2002).

ب. نقش سرمایهٔ اجتماعی در اجرای رویکرد کنترل آلودگی‌های صنعتی در انتهای خط: در رویکرد کنترل آلودگی در انتهای خط، تمرکز اصلی بر تصفیه و پالایش آلودگی‌های ایجاد شدهٔ ناشی از تولیدات صنعتی است. متناسب با نیاز این برنامه، سه گروه از فعالان در اجرای آن دخیل هستند. گروه نخست فعالان مرتبط با حوزهٔ سیاست‌گذاری و تصمیم‌گیری (نهادها و سازمان‌های صنعتی، نهادهای حمایت‌کنندهٔ مالی و...) را در برمی‌گیرد که سازوکارهای قانونی و سیاست‌گذاری را عهده‌دار هستند. محققان مختلفی چون (Blackman, 2000; Evans Pimenova, 2004; and Hamner, 2002) با این استدلال که مقامات سیاست‌گذار محلی مستقیماً مجوزهای بهره‌برداری از واحدهای کسب‌وکار را صادر می‌کنند، بر نقش آن‌ها در ارتباط با مدیریت زیست‌محیطی بنگاه‌های کوچک و متوسط تأکید کرده‌اند. گروه دوم عبارت‌اند از انجمن‌های محلی و نهادهای تحقیقاتی، نهادهای اجتماعی و فرهنگی که نقش مهمی در حمایت و پشتیبانی از بنگاه‌های صنعتی ایفا می‌کنند (Le, 2016). انجمن‌های پویای محلی فرایند ارتباط بنگاه‌های بخش خصوصی را با دولت تسهیل می‌نمایند و نهادهای دانشگاهی نیز در فراهم نمودن اطلاعات و خدمات مرتبط با فناوری‌های زیست‌محیطی از بنگاه‌های صنعتی حمایت می‌کنند. عموماً منابع دولتی برای اجرای شکل مقررات و استانداردهای صنعتی برای همهٔ صنایع محدود است. در این راستا حساسیت نسبت به مسائل زیست‌محیطی حاصل از فعالیت‌های صنعتی توسط افراد جامعه و ترغیب آن‌ها توسط دولت برای انجام این کار بسیار مهم است. این امر مستلزم آگاه ساختن جامعه از پیامدهای زیست‌محیطی فعالیت‌های صنعتی است که مستلزم مشارکت، تعامل و نقش‌آفرینی رسانه‌ها، نهادهای تحقیقاتی و دانشگاهی است. گروه سوم بنگاه‌های کوچک و متوسط هستند که برای تضمین سلامت فعالیت‌های تولیدی خود باید ارتباط نزدیکی با نهادهای مدیریتی و اجرایی داشته باشند. مطالعات نشان داده است که اغلب بنگاه‌های کوچک و متوسط وجود شبکه‌ای از روابط را عاملی مهم تلقی می‌کنند. در حقیقت بنگاه‌ها از این طریق بر تصمیمات اقتصادی و سیاسی که برای کسب‌وکار آن‌ها مهم است اثر می‌گذارند (Heberer & Kohl , 1999). همچنان که در شکل (۱) نشان داده شد، سرمایهٔ اجتماعی می‌تواند به‌واسطهٔ تقویت تعامل و همکاری، ایجاد شبکهٔ سیاست‌گذاری و افزایش اعتماد بنگاه‌های صنعتی نسبت به نتایج برنامه‌ها، زمینه‌های اجرای این برنامه را تسهیل کند.

ج. سرمایهٔ اجتماعی و بازیافت پسماندهای صنعتی: فرایند بازیافت به‌گونه‌ای است که بدون مشارکت و همکاری افراد جامعه به‌عنوان مصرف‌کنندگان تولیدات صنعتی، اثربخشی لازم را ندارد. درواقع نخستین گام در فرایند بازیافت، جمع‌آوری موارد قابل بازیافت است که انجام بهینهٔ این گام بدون همکاری فعالانه و آگاهانه افراد میسر نیست. افراد برای مشارکت و نقش‌آفرینی بهتر در این مرحله نیازمند دو پیش‌شرط هستند. نخست: آگاهی دربارهٔ چگونگی دسته‌بندی و تفکیک اولیه موارد قابل بازیافت و دوم: حساس بودن در قبال منابع طبیعی و علاقه‌مندی به مشارکت جهت بازیافت. هر دو پیش‌شرط در گرو وجود شبکه‌های همکاری (افزایش سرمایهٔ اجتماعی) بین افراد است تا از طرفی اطلاعات و دانش موردنیاز در این زمینه بین افراد مختلف منتشر شود و از طرف دیگر میزان علاقه‌مندی افراد به‌منظور مشارکت در امر بازیافت تقویت شود. نهادهای مرتبط نیز از طریق رسانه‌های جمعی قادرند نقش بسیار اثرگذاری را در بهبود این روند ایفا نمایند (شکل ۲).

سرمایهٔ اجتماعی علاوه بر تحریک، تقویت و پویا ساختن حوزهٔ جمع‌آوری مواد قابل بازیافت که اغلب با مشارکت خانوارها و از طریق جمع‌آوری‌کنندگان مواد بازیافتی صورت می‌گیرد، باعث می‌شود تا حوزهٔ فراوری و بازیافت مواد نیز که در گام بعد قرار دارند، بهبود و ارتقا یافته و به بروز نوآوری‌های لازم در تولید محصولات و کالاهای بازیافتی منجر شود. وجود شبکه‌های همکاری بین بنگاه‌های صنعتی فعال در حوزهٔ بازیافت (سرمایهٔ اجتماعی) باعث سرعت گرفتن انتشار دانش و فناوری بین بنگاه‌ها شده و زمینهٔ نوآوری را تقویت می‌کند. همچنین وجود روابط مناسب بین بنگاه‌های فعال در حوزهٔ بازیافت و نهادهای دولتی مرتبط با حوزهٔ بازیافت باعث هماهنگی و همسویی بیشتر بنگاه‌ها با سیاست‌ها و قوانین وضع‌شده از سوی نهادهای ذی‌ربط می‌شود. از سوی دیگر نهادهای ذی‌ربط نیز به واسطهٔ گسترش ارتباطات و افزایش تعامل با بنگاه‌ها آشنایی بالاتری با توانمندی‌ها و نیازهای بنگاه‌ها پیدا کرده و سیاست‌ها و برنامه‌های خود را به‌گونه‌ای تنظیم می‌کنند که با ملاحظات و شرایط بنگاه‌ها انطباق بیشتری داشته باشد و به این دلیل برنامه‌ها و سیاست‌های دولت، قدرت پذیرش بالاتری را نزد بنگاه‌ها خواهند داشت. علاوه بر این ازآنجا که خانوارهایی که به‌عنوان تأمین‌کنندگان مواد اولیه بنگاه‌های فعال در حوزهٔ بازیافت فعالیت می‌کنند، اغلب خود مصرف‌کنندگان تولیدات این بنگاه‌ها هستند، اثربخشی بالاتر فعالیت‌های هر دو گروه در گرو انعکاس بازخوردهای مناسب از طرفین است. از این‌رو وجود مسیرهای ارتباطی و تقویت روابط و تعامل بین این دو گروه می‌تواند نقش مؤثری در بهینه‌سازی فعالیت‌های مختلف حوزهٔ بازیافت ایفا کند.



شکل۲. نقش سرمایهٔ اجتماعی در تسهیل اجرای سیستم بازیافت

(منبع: نگارندگان)

د-نقش سرمایهٔ اجتماعی در اجرای رویکرد فناوری پاک‌تر: فناوری پاک‌تر مستلزم این امر است که ازیک‌طرف فرایند و سیستم‌های تولیدی در هزینه‌ها (انرژی، مواد اولیه و...) صرفه‌جویی کرده و سودآورتر باشند و توانایی بالاتری در استفادهٔ کاراتر از منابع تجدیدپذیر[۷] و وابستگی کمتری به منابع تجدیدناپذیر[۸] داشته باشند. از طرف دیگر تولیدات صنعتی نیز بادوام، تجزیه‌پذیر بعد از مصرف و دارای قابلیت بالاتر بازیافت بوده و همچنین تا حد امکان متکی به منابع تجدیدپذیر بوده و کمترین نقش را در انتشار گازهای گلخانه‌ای داشته باشد (OECD[۹],2001). با توجه به توانایی‌های پایین بنگاه‌های کوچک و متوسط، یکی از مهم‌ترین موانع انتشار فناوری‌های تولید پاک‌تر، رویکرد شبکه‌ای برای تسهیل این مانع مطرح شده است. مبتنی بر این دیدگاه، سیاست‌ها و برنامه‌های مربوط به تولید پاک‌تر نباید بنگاه‌های کوچک و متوسط را به‌طور منفرد و جدا از یکدیگر مدنظر قرار دهند بلکه باید در نظر بگیرند که آن‌ها چگونه با سایر فعالان از قبیل تأمین‌کنندگان مواد اولیه، مشتریان و دیگر نهادهای مرتبط ارتباط برقرار می‌کنند (Verheul, 1998). مدیریت بنگاه‌های کوچک‌تر، اغلب به‌شدت درگیر امور روزمره بوده و زمان و منابع مالی برای فعالیت‌هایی که مستقیماً با تولید در ارتباط نیستند، در اختیار ندارند. رویکرد شبکه‌ای و تعامل فعالان مختلف اقتصادی، اجتماعی و سیاست‌گذاری یکی از راهکارهای مؤثر برای فائق آمدن بر این مشکلات محسوب می‌شود. افزایش سرمایهٔ اجتماعی و توسعهٔ شبکه‌های همکاری بین بنگاه‌های صنعتی هم زمینهٔ تسهیل انتشار دانش و اطلاعات مرتبط با فناوری‌های تولید پاک‌تر را فراهم می‌آورد و هم با استفاده از تهیه و تدارک این فناوری‌ها در مقیاس انبوه از صرفه‌های ناشی از مقیاس خرید برخوردار شده و می‌توانند بر محدودیت‌های مالی فائق آیند. همانند رویکرد کنترل آلودگی در انتهای خط (EoP)، کاربرد موفق رویکرد فناوری پاک‌تر در بنگاه‌های کوچک و متوسط نیازمند فعالان در حوزهٔ اقتصادی، سیاست‌گذاری و اجتماعی است که البته تعامل و مشارکت مؤثر (به‌عنوان نمودی از سرمایهٔ اجتماعی) این فعالان، برای اجرای این برنامه مورد نیاز است. برخی از محققان مدعی‌اند که بنگاه‌های کوچک و متوسط در تصمیمات خود برای جذب فناوری‌های پاک‌تر به طیف متنوعی از فعالان وابسته‌اند تا با حمایت و مشارکت آن‌ها نسبت به اجرای مؤثرتر تصمیمات خود اقدام کنند. (Frijns & Van Vliet, 1999; Hillary, 2004).

۳. مواد و روش‌ها

با استناد به مطالعات تجربی متعدد از جمله (Jalil & Feridun, 2011; Grossman & Krueger,1995)، اصغرپور و همکاران (۱۳۹۲)، محمدی و سخی (۱۳۹۲)، آماده و همکاران (۱۳۹۱)، شهاب و ناصر صدرآبادی (۱۳۹۱) ، فطرس و همکاران (۱۳۹۰)، پژویان و لشگری‌زاده(۱۳۸۹) مدل مورد استفاده در این تحقیق تدوین شده است. شایان ذکر است که در غالب این مطالعات کیفیت محیط‌زیست (EP)، تابعی از متغیرهای اقتصادی و اجتماعی در نظر گرفته شده است. البته تعداد و نوع متغیرهای مستقل بسته به حوزهٔ تمرکز مطالعات مختلف، اندکی متفاوت بوده و درعین‌حال یکی از مهم‌ترین متغیرهای مستقلی که در غالب مطالعات تکرار شده، تولید ناخالص داخلی سرانه (PGDP) است. همچنین شاخص‌هایی چون شدت مصرف انرژی (EU)، درصد شهرنشینی (UP) نیز در اغلب مطالعات، توضیح‌دهندهٔ کیفیت محیط‌زیست معرفی شده‌اند. در این مطالعه با در نظر گرفتن متغیر صنعتی شدن (ID)، مدل پایه به‌صورت زیر ارائه شده است.

$$EPf(PGDP, PGDP^2, EU, UP, ID) \quad (۱)$$

مطالعات تجربی حاکی از آن است که در مراحل اولیهٔ توسعه‌یافتگی، به دلیل اولویت داشتن مسئلهٔ رشد اقتصادی و قرار داشتن مسائل زیست‌محیطی در درجات اهمیت بعدی، همراه با افزایش رشد اقتصادی و درآمد سرانه مسائل معطوف به حفظ محیط‌زیست چندان مد نظر قرار نگرفته و ازاین‌رو میزان انتشار دی‌اکسیدکربن به‌عنوان

نمادی از تخریب محیطزیست، افزایش می‌یابد. این امر تا سطح معینی از درآمد سرانه تحقق می‌یابد تا اینکه میزان انتشار دی‌اکسید کربن به حداکثر خود می‌رسد. بعد از چنین سطحی که به نقطهٔ بازگشت موسوم است به واسطهٔ افزایش سطح درآمد سرانه از یک‌طرف و بغرنج شدن مسائل زیست‌محیطی از طرف دیگر، سیاست‌ها و برنامه‌های مدیریت زیست‌محیطی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی کانون توجه قرار می‌گیرد و ازاین‌رو می‌توان شاهد کاهش زیان‌های وارده بر زیست محیط با افزایش درآمد سرانه شد. همچنین از آن نقطه به بعد رشد صنعتی به حدی از بلوغ می‌رسد که امکان و اجازهٔ رشد صنعت و کاهش آلودگی به‌طور هم‌زمان را بدهد. فرم اقتصادسنجی و قابل برآورد رابطهٔ (۱) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت.

$$EP = \alpha_1 PGDP + \alpha_2 PGDP^2 + \alpha_3 EU + \alpha_4 UP + \alpha_5 ID + e \qquad (۲)$$

α ها ضرایب متغیرهای مستقل و e جز اخلال مدل است که فروض کلاسیک رگرسیون را تأمین می‌کند.

درصورتی‌که ضریب متغیر صنعتی شدن α_5 دارای علامت مثبت و از نظر آماری معنادار باشد، نشان می‌دهد که صنعتی شدن به تخریب زیست محیط می‌انجامد. اندازهٔ این ضریب و به‌عبارت‌دیگر شدت اثرگذاری صنعتی شدن بر میزان تخریب محیطزیست، تابع عوامل متعددی است که یکی از مهم‌ترین این عوامل میزان سرمایه اجتماعی موجود در جامعه است. مبتنی بر مطالب ذکرشده در بخش مبانی نظری ، انتظار بر این است که هر اندازه میزان سرمایه اجتماعی بالا باشد، مشارکت اجتماعی بالا بوده و کارآمدی و سرعت اجرای سیاست‌های مشارکت محور در حوزه مدیریت محیطزیست افزایش یابد و از میزان تبعات منفی صنعتی شدن بر محیطزیست بکاهد. بنابراین می‌توان نوشت:

$$\alpha_5 = f(\text{Social Capital}); \quad \frac{\partial \alpha_5}{\partial(\text{Social Capital})} < 0 \qquad (۳)$$

بنابراین در این تحقیق به سری زمانی ضریب α_3 برای کل دورهٔ زمانی نیاز است. بدین منظور می‌توان از ساختار مدل‌های فضا حالت و الگوریتم فیلتر کالمن برای پیش‌بینی و برآورد مقادیر ضریب α_3 استفاده کرد. رویکرد تخمین در این حالت، تخمین پارامترها با ضرایب متغیر(TVP)[۱۰] است. مدل‌های فضا حالت(Hamilton,1994) و روش بازگشتی کالمن فیلتر(Kalman, 1960) در برآورد مدل‌های دارای متغیر غیرقابل مشاهده کاربردهای زیادی دارند. به‌طورکلی این مدل‌ها برای برآورد و ایجاد متغیرهای غیرقابل مشاهده و برآورد پارامترهای متغیر در طول زمان به‌کار می‌روند. ازآنجاکه در این تحقیق به برآورد پارامتر α_3 در طول زمان نیاز داریم، لذا از این رویکرد برای برآورد آن بهره می‌بریم.

در حالت کلی، مدل فضا حالت[۱۱] را می‌توان در قالب سیستمی از معادله‌های زیر نشان داد.

$$y_t = Z_t \alpha_t + \varepsilon_t \quad ; \quad \varepsilon_t \approx iid \; N(0, R) \qquad (۴)$$

$$\alpha_{t+1} = d + T_t \alpha_t + \nu_t \quad ; \quad \nu_t \approx iid \; N(0, Q) \qquad (۵)$$

رابطهٔ (۴) معادلهٔ اندازه[۱۲] نامیده می‌شود و بیانگر روابط بین متغیرهای قابل‌مشاهده و غیرقابل مشاهده است. رابطهٔ(۵) به معادلهٔ وضعیت[۱۳] یا معادلهٔ انتقال[۱۴] معروف است و از فرایند مارکف مرتبه اول تبعیت می‌کند و تغییرات متغیر وضعیت α_t را در طول زمان نشان می‌دهد.

در روابط فوق، y_t، متغیر وابسته (۱×۱)؛ α_t، بردار $k \times 1$ متغیرهای حالت مشاهده نشده؛ z_t، بردار $k \times 1$ متغیرهای توضیحی؛ c_t، بردار $k \times 1$ عرض از مبدأ در معادلهٔ اندازه؛ d، بردار $k \times 1$ عرض از مبدأ در معادله وضعیت و T_t، ماتریس ضرایب $k \times k$ است. ε_t و ν_t بردار $k \times 1$ اجزای اخلال معادلات اندازه و وضعیت بوده و از هم مستقل هستند. Q ماتریس واریانس و کواریانس ν_t و R واریانس جزء اخلال ε_t است.

درصورتی‌که مدل حالت – فضا به‌صورت الگوریتم کوواریانس مدل‌سازی شود، می‌توان از رهیافت فیلتر کالمن برای تخمین آن بهره برد (کالمن، ۱۹۶۰). در رهیافت فیلتر کالمن در قالب الگوریتم بازگشتی می‌توان برآوردگرهای حداقل مربعات خطی بردار حالت را با توجه به اطلاعات مشاهده شده در دوره‌های قبل محاسبه کرد. این رهیافت بر اساس امید شرطی است و از این‌رو بهترین پیش‌بینی‌ها را با حداقل میانگین مجذور خطا (MSE) فراهم می‌کند. به‌طورکلی رهیافت کالمن فیلتر در بردارندهٔ دو مرحله است: مرحلهٔ نخست، مرحلهٔ پیش‌بینی است و مرحلهٔ دوم نیز مرحلهٔ بهنگام‌سازی است.

با فرض اینکه $\hat{\alpha}_t$ و P_t به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ برآوردگرهای بهینهٔ بردار حالت و کواریانس α_t در معادلهٔ (۵) باشد، در مرحلهٔ نخست با شروع تخمین در زمان $t-1$، $\hat{\alpha}_{t/t-1}$ و $P_{t/t-1}$ به‌ترتیب با استفاده از روابط (۶) و (۷) قابل محاسبه است.

$$\hat{\alpha}_{t/t-1} = d + T_t\alpha_{t-1} \qquad (۶)$$

$$P_{t/t-1} = TP_{t-1}T' + Q \qquad (۷)$$

با معلوم شدن معادله‌های (۶) و (۷) می‌توان y_t را با توجه به اطلاعات موجود در زمان $t-1$ از طریق رابطه زیر برآورد کرد:

$$\hat{y}_{t/t-1} = x_t\alpha_{t/t-1} \qquad (۸)$$

همچنین می‌توان خطای پیش‌بینی y_t و میانگین مجذور خطای y_t را با استفاده از روابط زیر محاسبه کرد.

(۹)

$$\sigma_{t/t-1} = y_t - y_{t/t-1} = T(\alpha_t - \hat{\alpha}_{t/t-1}) + u_t$$

$$\rho_{t/t-1} = TP_{t/t-1}T' + R_t \qquad (۱۰)$$

بدین ترتیب، محاسبات مرحلهٔ نخست یعنی مرحلهٔ پیش‌بینی کامل می‌شود. در مرحلهٔ دوم با استفاده از اطلاعات به‌دست‌آمده در مرحلهٔ پیش‌بینی و در چارچوب معادلات زیر فرایند به‌هنگام‌سازی صورت می‌پذیرد:

$$\hat{\alpha}_t = \alpha_{t/t-1} + K_t\sigma_{t/t-1} \qquad (۱۱)$$

$$P_t = P_{t/t-1}T' - K_tZ_tP_{t/t-1} \qquad (۱۲)$$

$$K_t = P_{t/t-1}Z'f^{-1}{}_{t/t-1} \qquad (۱۳)$$

مقدار ضریب کالمن از طریق رابطهٔ (۱۳) قابل محاسبه است. در روابط فوق K_t، ضریب تصحیح خطای پیش‌بینی محسوب می‌شود. با معلوم بودن مقادیر اولیه α_0 و P_0، رهیافت فیلتر کالمن تخمین زنندهٔ بهینهٔ بردار حالت را فراهم می‌کند. راه‌های مختلفی برای تخمین مقادیر اولیه α_0 و P_0 وجود دارد. یک روش این است که مقادیر بسیار بزرگی برای ماتریس واریانس کواریانس تخصیص داده می‌شود و اما ضرایب متغیرهای توضیحی به‌طور دلخواه انتخاب می‌شود. راه دیگر این است که برای انتخاب مقادیر اولیه α_0 و P_0 از برآورد پارامترهای معادله(۴) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی استفاده می‌شود. در مقالهٔ حاضر از راه دوم بهره گرفته می‌شود.

متغیرهای استفاده‌شده در این تحقیق عبارت‌اند از: دی‌اکسیدکربن سرانه منتشره (PCO_2) به‌عنوان نمادی از کیفیت محیط‌زیست، درآمد سرانه($PGDP$)، شدت مصرف انرژی (EI)، درصد شهرنشینی (UP)، صنعتی‌شدن(ID)، سرمایهٔاجتماعی(SC) و سرمایهٔ انسانی(HC). داده‌های مربوطه طی دوره زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۴ از منابع آماری مربوطه جمع‌آوری شده‌اند. داده‌های متغیر دی‌اکسیدکربن سرانه منتشره برحسب تن (به‌عنوان شاخص کیفیت محیط‌زیست) از بانک اطلاعاتی بانک جهانی گرفته شده است. داده‌های متغیر درآمد سرانه (نسبت درآمد ملی به جمعیت) و درصد شهرنشینی (نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت) با توجه به اطلاعات بانک مرکزی و مرکز آمار ایران محاسبه شده است. شدت مصرف انرژی – با استناد به منابع جهانی موجود از جمله مرکز اطلاعات انرژی[۱۵] و پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی[۱۶] و همچنین منابع داخلی ازجمله مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و سازمان ملی بهره‌وری– از نسبت مصرف انرژی (برحسب بشکهٔ نفت خام) به تولید ناخالص داخلی

محاسبه شده است. شایان ذکر است مقدار فیزیکی شدت انرژی، حاصل تقسیم میزان انرژی مصرف شده (مثلاً برحسب واحد ژول) به محصول تولید شده (مثلاً به واحد لیتر و یا تن) است. اما استفاده از معیار شدت انرژی فیزیکی در سطوح کلان به‌دلیل عدم تجانس محصولات مختلف و جمع‌ناپذیری آن‌ها میسر نیست و ازاین‌رو باید از واحدهای پولی برای اندازه‌گیری محصول استفاده کرد. معیار شدت انرژی در این حالت، اقتصادی (و نه فیزیکی) خواهد بود، که همان نسبت انرژی صرف شده به ارزش محصولات تولید شده (برحسب واحد پولی) است. نسبت ارزش‌افزوده صنعتی به کل ارزش‌افزوده بخش‌های صنعتی، نمادی از شدت صنعتی شدن در نظر گرفته شده و اطلاعات آن از پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی استخراج شده است. شایان ذکر است که متغیرهای اقتصادی استفاده‌شده برای محاسبهٔ متغیرهای تحقیق به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ در نظر گرفته شده‌اند. برای اندازه‌گیری سرمایه اجتماعی مبتنی بر رویکرد فوکویاما(۱۹۹۷) از سرانهٔ پرونده‌های قضایی استفاده شده که اطلاعات آن از پایگاه‌های اطلاعاتی مرکز آمار ایران استخراج شده است. با توجه به اینکه بالا بودن جرم و جنایت و پرونده‌های قضایی، نمودی از پایین بودن سرمایه اجتماعی است، ازاین‌رو برای نشان دادن سرمایه اجتماعی از منفی سرانه پرونده‌های قضایی بهره گرفته شده است. در این صورت هر اندازه این متغیر بالاتر باشد حاکی از بالا بودن سرمایه اجتماعی است. برای متغیر سرمایه انسانی با عنایت به جانشین‌های متعدد استفاده‌شده در تحقیقات تجربی مرتبط از جمله نرخ ثبت‌نام در مدارس(Barro, 1991; Coe, et al,1994) فارغ‌التحصیلان آموزش عالی، نرخ باسوادی و ...، در این پژوهش از نرخ باسوادی بهره گرفته شده است.

۴. یافته‌ها و بحث

قبل از تخمین مدل لازم است مانایی متغیرها، مورد آزمون قرار گیرد تا از بروز رگرسیون‌های کاذب جلوگیری شود. این امر با استفاده از آزمون فلیپس- پرون انجام یافته و نتایج آن در جدول(۱) آمده است. شایان ذکر است که تمامی متغیرها در فرم لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند.

جدول۱. نتایج آزمون مرتبه جمعی بودن متغیرها

متغیرها	سطح متغیرها	تفاضل مرتبه اول متغیرها	مرتبه جمعی بودن متغیرها
PCO_2	-۱/۱۳۶۷	-۶/۱۸۸۱ *	$I(1)$
$PGDP$	-۱/۷۸۰۷	-۵/۵۸۵۵ *	$I(1)$
$PGDP^2$	-۱/۸۸۵۹	-۵/۶۲۶۸ *	$I(1)$
EI	-۱/۸۶۴۴	-۸/۸۹۳۶ *	$I(1)$
UP	-۰/۸۵۱۴	-۶/۴۰۸۲ *	$I(1)$
ID	۰/۸۸۹۳	۴/۷۶۶۱ *	$I(1)$
SC	-۲/۴۱۹۵	-۵/۷۶۴۵	$I(1)$
HC	-۰/۱۵۱۴	-۴/۹۶۴۶ *	$I(1)$

* معنادار در سطح ۱ درصد

(منبع: نگارندگان)

براساس آمارهٔ آزمون فلیپس- پرون که در جدول (۱) به تفکیک برای هر یک از متغیرها در حالت با روند و عرض از مبدأ، برای سطح و تفاضل مرتبهٔ نخست متغیرها ارائه شده است، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای هیچ‌یک از متغیرها در سطح رد نمی‌شود ولی برای تفاضل مرتبهٔ نخست این متغیرها رد می‌شود. ازاین‌رو تمامی متغیرها جمعی از مرتبهٔ یک I(1) هستند.

مبتنی بر مبانی نظری مطرح‌شده در خصوص چگونگی نقش‌آفرینی سرمایهٔ اجتماعی در کنترل تبعات زیست‌محیطی صنعتی شدن، می‌خواهیم بررسی کنیم که تغییر و تحولات سرمایه اجتماعی در ایران چه تأثیری در کنترل و یا تشدید تبعات زیست‌محیطی داشته است. این امر مستلزم بررسی رابطه بین سرمایه اجتماعی و ضریب اثرگذاری صنعتی شدن بر دی‌اکسید کربن منتشره است. بدین منظور از فرایندی دو مرحله‌ای استفاده می‌شود. در مرحلهٔ نخست با استفاده از مدل فضا حالت و رهیافت فیلتر کالمن که در بخش ۳ به آن اشاره شد، ضریب اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست برآورد می‌شود.

شایان ذکر است که در رویکرد TVP لازم نیست که داده‌ها مانا باشند چرا که این رویکرد پارامترهای مدل را به‌طور متناوب برآورد کرده و توزیع‌های شرطی برای میانگین و واریانس‌ها را فراهم می‌کند و ازاین‌رو برای تحلیل سری‌های نامانا مناسب است (Song and Witt, 2000: 131) . از این رو در این تحقیق نیز دغدغه‌ای از بابت نامانا بودن متغیرها وجود ندارد. با عنایت به چنین امری و به‌منظور نشان دادن نحوه تأثیر سرمایهٔ اجتماعی بر شدت اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست، روابط (۲) و (۳) را در قالب رویکرد فضا حالت که از طریق روابط (۴) و (۵) نشان داده شده است، به‌صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$@\text{signal } PCO_2 = C(1)*PGDP + C(2)*PGDP^2 + C(3)*EI + C(4)*UP + sv1*ID + [var = \exp(C(5))]$$

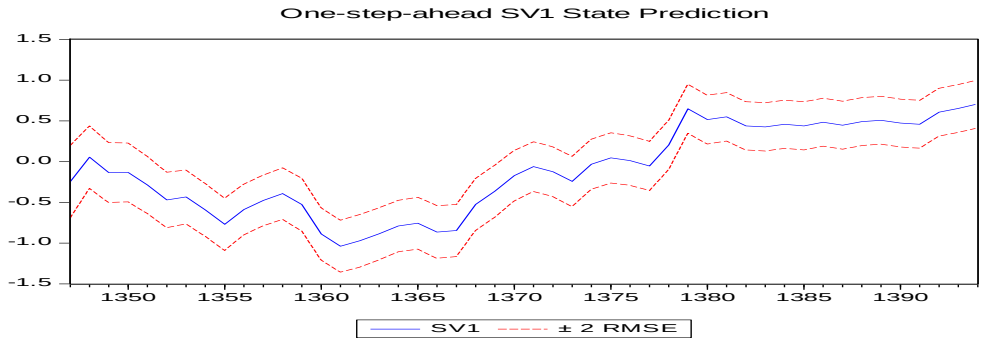
$$@\text{state } \quad sv1 = C(6) + sv1(-1) + [var = \exp(C(7))]$$

@signal، نشان‌دهندهٔ معادلهٔ اندازه است که انتشار دی‌اکسیدکربن سرانه را تابعی از متغیرهای درآمد سرانه، شدت مصرف انرژی، میزان شهرنشینی و صنعتی شدن نشان می‌دهد؛ @state، نشان‌دهندهٔ معادله وضعیت است و *SV1* نشان‌دهندهٔ ضریب اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست است که از فرایند مارکف مرتبهٔ نخست تبعیت می‌کند. نتیجهٔ تخمین رابطه فوق با روش حداکثر راستنمایی و با الگوریتم کالمن فیلتر در جدول (۲) آمده است.

جدول۲. برآورد پارامترهای مدل فضا حالت با رهیافت کالمن فیلتر

	ضرایب	انحراف معیار ضرایب	آمارهz	احتمال
C(1)	۰/۱۶۵۹	۰/۰۳۹۰	۴/۲۵۳۵	۰/۰۰۰۰
C(2)	−۱/۵۹۹۴	۰/۸۱۵۰	−۱/۹۶۲۳	۰/۰۴۹۷
C(3)	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۱	۳/۰۲۹۰	۰/۰۰۲۵
C(4)	۰/۰۰۲۷	۰/۰۰۱۲	۲/۲۰۲۰	۰/۰۲۷۷
C(5)	−۱۸/۴۸۰۰	۰/۸۸۶۶	−۲۰/۸۴۲۱	۰,۰۰۰۰
C(6)	۰/۰۲۰۱	۰/۰۲۹۰	۰/۶۹۵۰	۰/۴۸۷۰
C(7)	−۳/۸۹۴۰	۰/۲۷۸۸	−۱۳/۹۶۲۵	۰/۰۰۰۰
	مقدار ضریب در وضعیت نهایی	خطای جذر میانگین مربعات	آمارهz	احتمال
SV1	۰/۸۱۷۶	۰/۱۴۴۵	۵/۶۵۵۵	۰/۰۰۰۰
	−۱۲/۵۰۳۵ Schwarz criterion	۳۱۹/۹۵۹۰ Log likelihood		
	−۱۲/۶۷۱۳ H-Q criterion	−۱۲/۷۷۳۷ Akaike info criterion		

(منبع: نگارندگان)



شکل ۳. روند تغییرات شدت اثرگذاری صنعتی شدن بر محیطزیست طی سال‌های۱۳۴۶ تا ۱۳۹۴

(منبع: نگارندگان)

ضریب توان نخست متغیر درآمد سرانه ۰/۱۶۵۹ و ضریب توان دوم آن ۱/۵۹۹۴- حاصل شده است و با توجه به معنادار بودن این ضرایب رابطه U وارونه بین درآمد سرانه و میزان دی‌اکسیدکربن منتشره را تأیید کرده است. همچنین ضرایب شدت مصرف انرژی ۰/۰۰۰۵ و ضریب شدت شهرنشینی ۰/۰۰۲۷ برآورد شده است و با عنایت به مثبت و معنادار بودن این ضرایب، استنباط می‌شود که افزایش این دو متغیر به افزایش دی‌اکسید کربن سرانه منتشره می‌انجامد و تبعات زیست‌محیطی را در بر دارد. ضریب متغیر صنعتی شدن(SV1) مثبت و از نظر آماری معنادار بوده و نشان می‌دهد که صنعتی شدن به افزایش دی‌اکسیدکربن منتشره منجر شده و درنتیجه موجب افزایش آثار منفی بر محیط‌زیست می‌شود. متناسب با رهیافت فیلتر کالمن، مقدار SV1 در طول زمان برآورد گشته و نتیجهٔ آن در شکل(۴) آمده است.

بر اساس شکل(۳) روند تغییرات حاصله درشدت اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست را می‌توان در قالب سه دوره متفاوت از هم بررسی کرد. میزان تأثیر صنعتی شدن بر محیط‌زیست تا سال ۱۳۶۱ صرف‌نظر از نوسانات سال‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۶۰ روندی نزولی طی کرده است. اما از سال ۱۳۶۰ تا سال ۱۳۸۰ این روند حالت معکوس به خود گرفته و سیر صعودی را دنبال کرده است. طی دورهٔ ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۴ نیز سیر صعودی دورهٔ قبل تداوم یافته با این تفاوت که از شدت آن کاسته شده است. البته تحولات حادث‌شده در روند اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست می‌تواند تابع عوامل و مؤلفه‌های متفاوتی باشد. همچنان که در مبانی نظری اشاره شد یکی از عوامل مهمی که در این خصوص می‌تواند نقش‌آفرین باشد، سطح و ساختار سرمایه اجتماعی موجود در جامعه است. حال سئوال اساسی این است سرمایه اجتماعی در این روند در حال رشد اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست که به‌طور مشخص از سال ۱۳۶۱ آغاز گشته است، چه نقشی دارد. تحلیل این امر به مرحلهٔ دوم محاسبات مربوط می‌شود.

در مرحلهٔ دوم رابطهٔ سرمایهٔ اجتماعی و ضریب اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست تخمین زده می‌شود. به‌منظور جامعیت تحلیل‌ها، سرمایهٔ انسانی نیز متغیر کنترلی در نظر گرفته می‌شود. چراکه به لحاظ نظری انتظار این است که هر اندازه سطح سرمایه انسانی(دانش و مهارت افراد) بالاتر رود، این امر می‌تواند به کنترل شدت تبعات زیست‌محیطی صنعتی شدن در جامعه بیانجامد. با توجه به اینکه هر سه متغیر سرمایه اجتماعی، شدت اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست و سرمایهٔ انسانی نامانا بوده و جمعی از درجه یک هستند، امکان حصول به رگرسیون کاذب در صورت استفاده از روش معمول حداقل مربعات معمولی وجود دارد. ازاین‌رو لازم است هم انباشتگی بین این متغیرها با استفاده از روش‌های مناسب آزموده شود. در این تحقیق با توجه به مرتبهٔ همجمعی متغیرها که همگی از درجهٔ یک هستند از روش

یوهانسون[17] برای آزمون هم انباشتگی بین متغیرها استفاده شده است. در این روش نخستین گام تعریف الگوی تصحیح، خطای برداری است. این الگو به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است.

$$\Delta X_t = \beta_1 \Delta X_{t-1} + \beta_2 \Delta X_{t-2} + \ldots + \beta_{\rho-1} \Delta X_{t-\rho-1} + \pi X_{t-p} + U_t$$

که در آن X، نشان‌دهندهٔ بردار متغیرهای الگو است که مشتمل بر متغیرهای شدت اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست (SV)، سرمایه اجتماعی (S) و سرمایهٔ انسانی (H) است. یکی از مسائل مهم در برآورد رابطهٔ فوق مشخص کردن طول وقفه‌های ΔX است. تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگو تضمین می‌کند که جملات خطای الگو، نوفهٔ سفید[18] در نتیجه پایا (I(۰) هستند. در مقالهٔ حاضر، برای تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگوی VAR، از معیارهای انتخاب مرتبه VAR یعنی آکائیک[19] (AIC)، حنان کویین[20] (HQ) و شوارتز- بیزین[21] (SBC) استفاده شده است. در جدول (۳) با در نظر گرفتن طول وقفه سه، مقادیر هر یک از معیارهای (AIC)، (HQ) و (SBC) برای الگوی VAR ارائه شده است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، معیارهای SBC و HQ وقفه اول و معیار AIC وقفه دوم را پیشنهاد می‌کند. ازآنجاکه دو معیار SBCو HQ وقفه دوم را پیشنهاد می‌کنند، از طرف دیگر با عنایت معیارSBC در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی نموده و برای تعداد مشاهدات محدودتر مناسب‌تر است، در این تحقیق وقفه اول انتخاب می‌گردد. بر این اساس الگوی VECM به‌گونه‌ای تنظیم شده است که تفاضل مرتبه اول متغیرها با یک وقفه زمانی ظاهر شود. این امر در صورتی مسیر می‌گردد که مرتبه VAR برابر دو قرار داده شود. همچنین با در نظر گرفتن تأثیر شوک ناشی از جنگ $D(W)$ ، شکل مناسب الگوی VECM به‌صورت زیر تعیین گشته است

$$\Delta X_t = \beta_1 \Delta X_{t-1} + \pi X_{t-2} + \Phi D_t + U_t$$

در رابطهٔ فوق:

$$X'_t = [SV\ ,\ S,\ H]$$

$$D'_t = [C, D(W)]$$

به‌منظور آزمون رتبه ماتریس π و تعیین بردار همگرایی، الگوهای به‌دست‌آمده برای هر سه بخش، به روش یوهانسون از نامقیدترین حالت تا مقیدترین حالت دربارهٔ عرض از مبدأ و روند متغیرها (که عبارت‌اند از: ۱. بدون عرض از مبدأ و روند زمانی؛ ۲. با عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی؛ ۳. با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند زمانی؛ ۴. با عرض از مبدأ نامقید و روند زمانی مقید و ۵. با عرض از مبدأ و روند زمانی نامقید) برآورد شده و به دنبال آن با استفاده از نتایج به‌دست‌آمده برای آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه دربارهٔ وجود و تعداد بردارهای همگرایی بررسی و تصمیم‌گیری شده است که نتایج حاصله در جدول (۴) آمده است.

جدول۳. تعداد طول وقفهٔ بهینه الگوی VAR با معیارهای آکائیک، شوارتز و حنان کویین

معیارها / طول وقفه	معیارها		
	HQ	SBC	AIC
۰	۳/۲۲۵۸	۳/۳۰۱۳	۳/۱۸۰۹
۱	−۵/۲۶۷۱*	−۴/۹۶۴۹*	−۵/۴۴۶۷
۲	−۴/۱۶۳۲	−۴/۶۳۴۴	−۴/۴۷۷۵*
۳	−۴/۸۰۰۰	−۴/۰۴۴۵	−۵/۲۴۹۰
۴	−۴/۶۱۲۱	−۳/۶۳۰۰	−۵/۱۹۵۸

(منبع: نگارندگان)

جدول۴. حداکثر تعداد بردارهای همگرایی بر اساس کمیت آماره‌های آزمون λ_{trace} و $\lambda_{\max}$

فرض صفر	آماره‌های آزمون	حالت‌های پنج‌گانه اعمال قید دربارهٔ عرض از مبدأ و روند				
		حالت اول	حالت دوم	حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم
$r=0$	λ_{trace}	۳۳/۴۲۲۴ *	۵۸/۶۷۸۸ *	۵۳/۳۸۹۸ *	۶۱/۲۳۲۳ *	۴۷/۱۷۸۸ *
	$\lambda_{\max}$	۲۳/۰۸۷۰ *	۲۹/۳۷۰۹ *	۲۹/۳۵۷۹ *	۳۳/۸۶۹۵ *	۳۱/۷۱۱۳ *
$r=1$	λ_{trace}	۱۰/۳۳۷۲	۲۹/۳۰۸۱ *	۲۴/۰۳۱۹ *	۲۷/۳۶۲۸ *	۱۵/۴۶۷۵
	$\lambda_{\max}$	۱۰/۳۳۷۲	۲۱/۱۵۹۰ *	۱۵/۹۳۵۰ *	۱۷/۸۸۵۸	۱۱/۲۵۱۳
$r=2$	λ_{trace}	۰/۰۱۸۲	۸/۱۴۹۱	۸/۰۹۶۹ *	۹/۴۷۶۹	۴/۲۱۶۲
	$\lambda_{\max}$	۰/۰۱۸۲	۸/۱۴۹۱	۸/۰۹۶۹ *	۹/۴۷۶۹	۴/۲۱۶۲

* معنادار در سطح ۵ درصد ** معنادار در سطح ۱۰درصد

(منبع: نگارندگان)

جدول۵.ضرایب مقید و غیر مقید برآورد شده بردارهای همگرایی

متغیرها	ضرایب غیر مقید	ضرایب مقید	انحراف معیار ضرایب	آماره t
SV1	۵/۰۸۵۲	-۱/۰۰۰۰	----	----
S	۶۲/۰۱۷۷	-۱۲/۱۹۵۶	۲/۸۶۳۳	-۴/۲۵۹۲
H	۰/۰۴۰۲	-۰/۰۰۷۹	۰/۰۰۹۳	-۰/۸۴۹۴

(منبع: نگارندگان)

محاسبات انجام‌یافته نشان می‌دهد که فرض عدم وجود همگرایی (صفر بردار همگرایی) در تمامی حالت‌ها رد می‌شود. بنابراین مبتنی بر آزمون یوهانسون بین متغیرهای تحقیق همگرایی وجود دارد. مبتنی بر آماره‌های λ_{trace}و $\lambda_{\max}$ تعداد یک بردار همگرایی در حالت اول و پنجم تأیید می‌گردد. تخمین بردار در دو حالت مذکور نشان داد که در حالت پنجم ضرایب برآورد شده از نظر معناداری و مطابقت با انتظارات تئوریک در وضعیت مطلوب‌تری قرار دارند. ازاین‌رو بردار همگرایی در حالت پنجم مدنظر قرار گرفت که نتایج برآورد آن در جدول (۵) منعکس‌شده است.

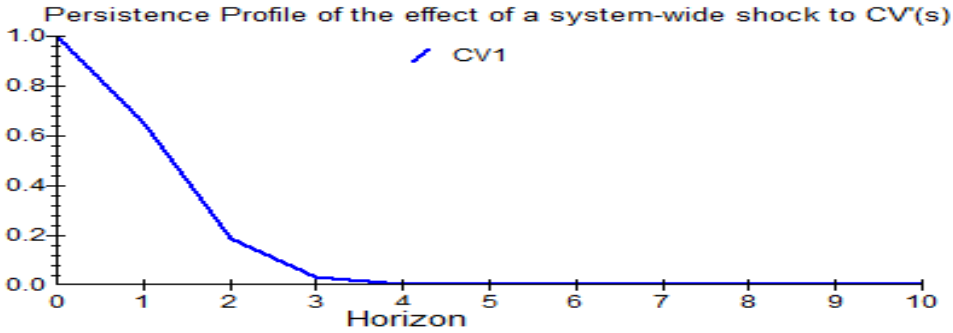
برای نشان دادن وجود هم‌جمعی در سیستم برآورد شده، یک شوک کلی به بردار سیستم وارد شده که نتایج حاصله از این شوک در شکل (۴) نشان داده شده است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود با اعمال شوک کلی به بردار برآورد شده، نوسانات ایجادشده از بین رفته و بردار به وضعیت تعادلی قبلی خود برمی‌گردد. هرچند که سرعت رسیدن به تعادل کوتاه و دورهٔ زمانی رسیدن به وضعیت تعادلی قبلی طولانی است.

ضرایب مقید، ضرایبی هستند که بر حسب ضریب متغیر SV1 استاندارد شده‌اند و براساس آن می‌توان ضریب اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست را تابعی از سرمایه اجتماعی و سرمایه انسانی و به‌صورت زیر نوشت.

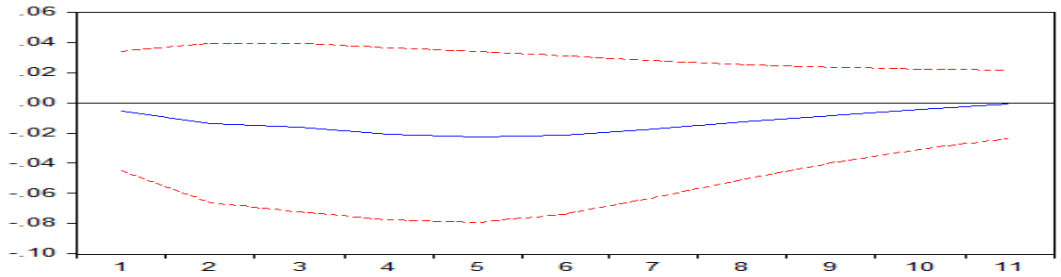
$$SV1 = -121956 * SC - 0.0079 * HC$$
$$t: \qquad (-12.2592) \qquad (-0.8494)$$

بردار همگرایی مقید برآورد شده نشان می‌دهد که در بلندمدت ارتباط منفی معنادار بین سرمایهٔ اجتماعی و میزان تأثیر صنعتی شدن بر محیط‌زیست وجود دارد. ضریب متغیر سرمایه اجتماعی ۱۲/۱۹۵۶- برآورد شده است که منفی و از نظر آماری نیز معنادار است. هر اندازه سطح سرمایهٔ اجتماعی بالاتر باشد از شدت آثار منفی صنعتی شدن بر محیط‌زیست کاسته می‌شود. ازاین‌رو استنباط می‌شود که روند فرسایشی و در حال کاهش سرمایه اجتماعی در ایران، آثار منفی صنعتی شدن را بر محیط‌زیست تشدید کرده است. برای بررسی دقیق‌تر چگونگی واکنش ضریب اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست، تأثیر اعمال تکانه یا شوک به اندازهٔ انحراف معیار در متغیر سرمایه اجتماعی بر متغیر ضریب اثرگذاری صنعتی شدن از طریق توابع عکس‌العمل آنی(IRFs)[۲۲] محاسبه‌شده و نتیجهٔ آن در قالب شکل(۵) منعکس‌شده است.



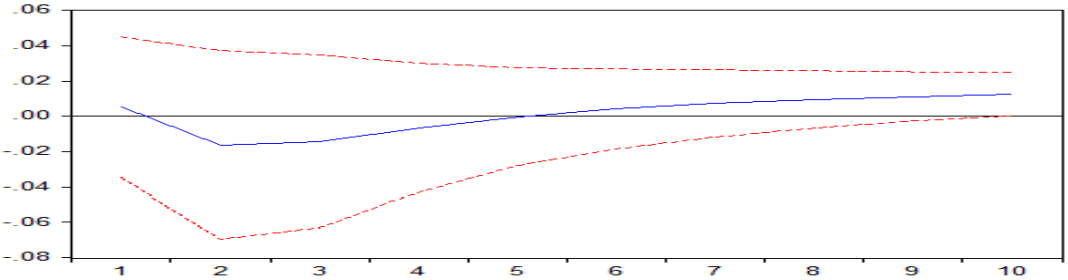
شکل۴. عکس‌العمل بردار هم‌گرایی نسبت به یک تکانه کلی بر سیستم

(منبع: نگارندگان)



شکل۵. عکس‌العمل ضریب اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست در قبال شوک وارده بر سرمایهٔ اجتماعی

(منبع: نگارندگان)



شکل۶. عکس‌العمل ضریب اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست در قبال شوک وارده بر سرمایه انسانی

(منبع: نگارندگان)

یافته‌های منعکس‌شده در شکل(۵) نشان می‌دهد که با اعمال شوک مثبت به اندازهٔ انحراف معیار در سرمایه اجتماعی، ضریب اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست به‌طور منفی واکنش نشان داده و این واکنش منفی به اندازهٔ ۱۱ دورهٔ زمانی تداوم می‌یابد. ازاین‌رو تقویت سرمایهٔ اجتماعی در جامعه در هر دورهٔ معین زمانی باعث کاهش و تخفیف آثار منفی صنعتی شدن بر محیط‌زیست طی دوره‌های بعد گشته و به کاهش آسیب‌های زیست‌محیطی صنعتی شدن در دوره‌های بعد می‌انجامد. این اثر همچنان که در شکل(۵) مشخص است، طی دوره‌های دوم، سوم، چهارم، پنجم و ششم به‌طور مداوم تقویت می‌شود و حاکی از آن است که افزایش سرمایه اجتماعی و تقویت مشارکت و حس اعتماد افراد جامعه به آرامی و طی فرایندی تدریجی، رفتارهای واقعی و متعهدانهٔ افراد جامعه در قبال صیانت از محیط‌زیست را متأثر ساخته و تقویت می‌نماید.

همچنین ضریب متغیر سرمایهٔ انسانی در رابطهٔ بلندمدت به اندازهٔ ۰/۰۰۷۹- به دست آمده است که منفی است ولی از نظر آماری معنادار نیست. در شکل(۶) تأثیر اعمال شوک به اندازهٔ انحراف معیار در متغیر سرمایهٔ انسانی بر متغیر ضریب اثرگذاری صنعتی شدن از طریق توابع عکس‌العمل آنی منعکس‌شده است.

روند منعکس‌شده در شکل(۶) نشان می‌دهد که با اعمال شوک مثبت به اندازهٔ انحراف معیار در سرمایهٔ انسانی، ضریب اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست به‌طور منفی واکنش نشان داده و این واکنش منفی تا دورهٔ دوم تقویت شده و در حد فاصل دورهٔ دوم تا پنجم کاهش یافته و در دورهٔ پنجم به صفر می‌رسد. از دورهٔ پنجم به بعد واکنش ضریب اثرگذاری صنعتی شدن بر کیفیت محیط‌زیست در قبال شوک وارده بر سرمایهٔ انسانی مثبت می‌شود. این امر باعث می‌شود در بلندمدت واکنش‌های منفی این ضریب(تا دورهٔ پنجم) تحت تأثیر واکنش‌های مثبت آن(از دورهٔ پنجم به بعد) قرار گرفته و خنثی شود. این نتیجه با بی‌معنا بودن ضریب متغیر سرمایهٔ انسانی در رابطهٔ همگرایی بلندمدت برآورد شده سازگار و هم‌راستاست.

مقایسهٔ آمارهٔ t مربوط به ضرایب متغیرهای سرمایهٔ اجتماعی و سرمایهٔ انسانی و همچنین مقایسهٔ نمودار عکس‌العمل آنی ضریب اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست در قبال شوک وارده به متغیرهای سرمایه انسانی و سرمایهٔ اجتماعی، نشان می‌دهد که سرمایهٔ اجتماعی در مقایسه با سرمایهٔ انسانی نقش تعیین‌کننده‌تری در کاهش ضریب اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست دارد. تجزیهٔ واریانس (VDs)[۲۳] ضریب اثرگذاری صنعتی شدن (که نتیجهٔ آن برای ده دوره در جدول۶ نشان داده شده است) نیز چنین نتیجه‌ای را تأیید کرده است.

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در دورهٔ نخست ۰/۹۸ درصد و ۰/۲۸ درصد از واریانس ضریب اثرگذاری صنعتی شدن به ترتیب متأثر از شوک‌های وارده بر سرمایه اجتماعی و سرمایه انسانی است. این در حالی است که طی دوره‌های بعدی سهم سرمایه اجتماعی در توضیح تغییرات ضریب اثرگذاری صنعتی شدن افزایش یافته تا آنجا که این مقدار در دورهٔ دهم به ۵۰ درصد بالغ می‌شود. اما طی این مدت سهم سرمایهٔ انسانی در توضیح واریانس ضریب اثرگذاری صنعتی شدن تغییر چندانی را تجربه نکرده است. شاید عدم تأثیر معنادار سرمایهٔ اجتماعی بر شدت تأثیرات زیست‌محیطی صنعتی شدن، ناشی از کم‌توجهی به مسائل زیست‌محیطی در برنامه‌های آموزشی سیستم آموزشی کشور(از سطوح ابتدایی تا عالی) باشد.

با وجود تأثیرات بلندمدت سرمایه اجتماعی و سرمایهٔ انسانی بر شدت تأثیرات صنعتی شدن بر محیط‌زیست، در کوتاه‌مدت نمی‌توان شاهد تأثیرات معنادار این متغیرها در کنترل تأثیرات منفی صنعتی شدن بر محیط‌زیست بود. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای مرتبط با شدت اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست، مؤید چنین امری است (جدول ۶)

جدول۶. تجزیهٔ واریانس ضریب اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست در قبال شوک وارده بر سرمایهٔ انسانی و سرمایهٔ اجتماعی

دوره	خطای پیش‌بینی ضریب اثرگذاری صنعتی شدن (S.E.)	ضریب اثرگذاری صنعتی شدن(SV)	سرمایهٔ اجتماعی (SC)	سرمایهٔ انسانی (HC)
۱	۰/۱۱۷۰	۱۰۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
۲	۰/۱۵۹۲	۹۸/۷۳۵۰	۰/۹۸۴۶	۰/۲۸۰۳
۳	۰/۱۷۳۹	۹۷/۰۰۴۶	۲/۳۶۵۹	۰/۶۲۷۵
۴	۰/۱۸۹۲	۸۷/۶۷۳۲	۱۱/۲۰۶۹	۱/۱۱۹۸
۵	۰/۲۱۰۶	۷۴/۴۷۶۶	۲۴/۵۰۵۳	۱/۰۱۵۰
۶	۰/۲۳۵۸	۶۳/۴۹۳۵	۳۵/۶۹۲۲	۰/۸۱۴۲
۷	۰/۲۶۱۱	۵۶/۵۰۰۸	۴۲/۸۳۴۹	۰/۶۶۴۲
۸	۰/۲۸۴۱	۵۲/۵۷۸۹	۴۶/۸۵۸۰	۰/۵۶۳۰
۹	۰/۳۰۴۶	۵۰/۲۸۴۷	۴۹/۲۱۴۵	۰/۵۰۰۶
۱۰	۰/۳۲۲۹	۴۸/۶۸۳۳	۵۰/۸۵۱۹	۰/۴۶۴۷

(منبع: نگارندگان)

جدول۷. برآورد پارامترهای مدل تصحیح خطا، متغیر وابسته(D(SV))

	ضرایب برآورد شده	انحراف معیار ضرایب	آماره t
D(SV (-1))	۰/۲۹۳۲	۰/۱۲۰۸	۲/۴۲۷۵*
D(SV (-2))	۰/۰۲۰۲	۰/۱۲۱۵	۰/۱۶۶۳
D(S (-1))	۰/۹۸۰۵	۲/۴۳۱۵	۱/۲۲۵۷
D(S (-2))	۰/۱۲۰۸	۲/۵۷۴۳	۱/۶۰۰۷
D(H (-1))	-۰/۰۰۶۸	۰/۰۲۲۶	-۰/۳۰۳۹
D(H (-2))	۰/۰۲۸۰	۰/۰۲۲۲	۱/۲۶۲۶
C	-۰/۲۲۰۵	۰/۰۷۷۹	-۲/۸۳۰۲*
@TREND(46)	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۱۹	۰/۸۶۴۵
D(W)	۰/۱۹۰۹	۰/۰۵۹۱	۳/۲۳۰۴*
EMC	-۰/۴۲۶۸	۰/۰۸۷۷	-۴/۸۶۲۰*
R^2	۰/۴۶۷۴		
F	۱۰/۸۲۸(۰/۰۰۰۰)	F_S	۰/۷۱۰(۰/۳۱۸۲)
F_F	۰/۰۶۱(۰/۱۲۰۳)	F_H	۰/۶۳۹(۰/۲۸۱۲)

* معنادار در سطح ۱درصد

منبع: نگارندگان(اعداد داخل پرانتز سطح معناداری آماره‌ها هستند)

کمیت‌های آماره R^2 حاکی از آن است که در الگوی تصحیح خطای برآورد شده ۴۶ درصد از تغییرات متغیر شدت اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست توسط متغیرهای ملحوظ در مدل قابل توضیح است. آمارهٔ F در سطح ۱ درصد از نظر آماری معنادار بوده و حاکی از معناداری کلی ضرایب رگرسیون است. مقدار محاسباتی آماره F_S از نظر آماری معنادار نبوده و حاکی از عدم رد فرض صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در اجزای اخلال مدل است. ازاین‌رو مدل دچار مشکل خودهمبستگی در اجزای اخلال نیست. همچنین مقدار محاسباتی آماره F_H نیز از نظر آماری معنادار نبوده و بر این اساس فرض صفر مبنی بر همسان بودن واریانس اجزای رد نمی‌شود. بنابراین مدل تخمین زده شده با مشکل واریانس ناهمسانی نیز مواجه نیست. علاوه بر این با توجه به معنادار نبودن آمارهٔ F_F، فرض صفر مبنی بر مناسب بودن شکل تبعی مدل رد نمی‌شود. ازاین‌رو تصریح مدل نیز مناسب است. ضریب معنادار و منفی جمله تصحیح خطا حاکی از آن است که در هر دوره ۰/۴۲ از عدم تعادل یک دوره در شدت اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست در دوره بعد تعدیل می‌شود. در الگوی تصحیح خطای برآورد شده ضریب هیچ‌یک از متغیرهای مربوط به وقفهٔ اول و دوم سرمایهٔ اجتماعی و سرمایهٔ انسانی ازنظر آماری معنادار نیست و این امر حاکی از آن است که برخلاف بلندمدت که ارتباط منفی معنادار بین این دو متغیر و شدت اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست وجود دارد، در کوتاه‌مدت چنین ارتباطی مشاهده نمی‌شود. این امر ازآن‌جهت است که سرمایهٔ اجتماعی و سرمایهٔ انسانی در زمرهٔ متغیرهای فرهنگی و اجتماعی محسوب می‌شوند و نهادینه شدن آن‌ها و همچنین آشکار شدن تأثیر آن‌ها امری زمان‌بر است.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این تحقیق با استفاده از داده‌ها و اطلاعات مرتبط با متغیرهای صنعتی و زیست‌محیطی ایران در بازهٔ زمانی ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۴ نقش صنعتی شدن در تخریب محیط‌زیست مورد مطالعه و آزمون قرار گرفته و روند تغییرات اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست با استفاده از رهیافت کالمن فیلتر و مدل فضا حالت طی دوره مورد نظر برآورد شده است. در گام نهایی با استفاده از روش همگرایی یوهانسون، تأثیر سرمایهٔ اجتماعی و همچنین سرمایهٔ انسانی بر شدت اثرگذاری صنعتی شدن بر محیط‌زیست آزموده و تحلیل شد.

یافته‌ها حاکی از آن است که در بلندمدت، ارتباط منفی معنادار بین سرمایهٔ اجتماعی و میزان تأثیر صنعتی شدن بر محیط‌زیست برقرار است. به‌عبارت‌دیگر هر اندازه سطح سرمایهٔ اجتماعی بالاتر باشد، از شدت آثار منفی صنعتی شدن بر محیط‌زیست کاسته می‌شود.این نتیجه تا اندازهٔ قابل‌توجهی با مبانی نظری مرتبط با نقش‌آفرینی سرمایه اجتماعی در مدیریت مسائل زیست‌محیطی و کنترل تبعات زیست‌محیطی مترتب بر توسعهٔ فعالیت‌های صنعتی، هم‌راستاست. به‌عبارت‌دیگر در صورت مناسب بودن وضعیت سرمایهٔ اجتماعی در کشور، شرایط و زمینه‌های مورد نیاز برای پیاده‌سازی راهبردهای مدیریت تبعات زیست‌محیطی صنعتی شدن از قبیل راهبرد رقیق کردن آلودگی‌های ناشی از فعالیت‌های صنعتی، راهبرد کنترل آلودگی در انتهای خط، راهبرد بازیافت و راهبرد فناوری پاک‌تر را تسهیل کند. بالاتر بودن سطح سرمایهٔ اجتماعی در کشور از طریق سازوکارهایی چون تقویت تعامل و همکاری بین سازمان و نهادهای اجرایی از قبیل سازمان حفاظت از محیط‌زیست، وزارت صنعت، معدن و تجارت، وزارت نیرو، شهرداری‌ها و ...، ایجاد شبکهٔ سیاست‌گذاری و جلب اعتماد و مشارکت بنگاه‌های صنعتی به تسهیل فرایند اجرایی راهبردهای کنترل تبعات زیست‌محیطی صنعتی شدن می‌انجامد و بدین ترتیب ابعاد زیست‌محیطی فرایند صنعتی شدن را بهبود می‌بخشد. یافته‌های این تحقیق در ارتباط با نقش معنادار سرمایهٔ اجتماعی در کنترل تبعات زیست‌محیطی صنعتی شدن با نتیجهٔ مطالعات تجربی

معدودی که در این زمینه در کشور انجام یافته‌اند سازگار است. برای مثال نصرالهی و اسلامی نیز نشان داده‌اند که سرمایهٔ اجتماعی دارای اثر مثبت و معنادار بر محیط‌زیست در ایران است و بین مؤلفه‌های سرمایهٔ اجتماعی و سلامت محیط‌زیست رابطهٔ مستقیم و قوی وجود دارد. همچنین حمیدی و پرچ (۱۳۹۴) نیز با نشان دادن رابطهٔ مثبت و معنادار بین سرمایه اجتماعی و حفظ محیط‌زیست و خدمات شهری، نتیجه گرفته‌اند که کاهش سرمایهٔ اجتماعی و سوء مدیریت شهری در ارائهٔ خدمات متناسب و با کیفیت بالای شهری باعث کاهش حس صیانت و تعهد درونی نسبت به حفظ محیط‌زیست می‌شود. ازاین‌رو استنباط می‌شود که روند فرسایشی و در حال کاهش سرمایهٔ اجتماعی در ایران، آثار منفی صنعتی شدن را بر محیط‌زیست تشدید کرده است. سرمایهٔ انسانی نیز تأثیر منفی بر شدت تأثیرات صنعتی شدن بر محیط‌زیست دارد؛ اما این تأثیر از نظر آماری معنادار نیست. این امر حاکی از آن است که سرمایهٔ انسانی (سطح دانش و آگاهی جامعه) به‌گونه‌ای تحول نیافته است که ضمن آن دانش و آگاهی افراد جامعه در قبال مسائل زیست‌محیطی بهبود یابد و حساسیت‌ها و دغدغه‌های جامعه در قبال مسائل زیست‌محیطی تقویت شود. ازاین‌رو، بهبود سرمایهٔ انسانی و ارتقا دانش زیست‌محیطی مردم، یکی از عواملی است که می‌تواند به تخفیف آثارمنفی صنعتی شدن بر محیط‌زیست بیانجامد. افزایش آشنایی افراد جامعه صنعتی در سطوح مختلف کاری (اعم از سطوح تصمیم‌گیری تا سطوح اجرایی) با راهبردها و فعالیت‌های حفاظت از محیط‌زیست و آشنایی نیروی کار بخش صنعت با شیوه‌ها و روش‌های استفادهٔ بهینه از منابع طبیعی و فناوری‌های دوستدار محیط‌زیست زمینه‌های کاهش آثار مخرب صنعتی شدن بر محیط‌زیست را فراهم می‌آورد. براساس یافته‌های این تحقیق، پیشنهادهای زیر به‌منظور مدیریت مناسبت‌تر تبعات زیست‌محیطی صنعتی شدن قابل ارائه است:

- تسهیل فرایند شکل‌گیری و تقویت نقش سازمان‌های مردم‌نهاد در حوزهٔ محیط‌زیست در راستای افزایش میزان مشارکت افراد و بخش خصوصی؛
- کمک به بهبود اعتماد بین بخش خصوصی و بخش دولتی به‌منظور تقویت مشارکت این دو بخش در مدیریت مسائل زیست‌محیطی ناشی از صنعتی شدن؛
- اطلاع‌رسانی و افزایش سطح دانش و آگاهی افراد جامعه در لایه‌های مختلف نسبت به مسائل و ملاحظات زیست‌محیطی مترتب بر صنعتی شدن؛
- توجه به مسائل زیست‌محیطی و راهبردهای صیانت از محیط‌زیست در تهیه و تنظیم برنامهٔ آموزشی در سیستم آموزشی کشور.

یادداشت‌ها

1. grey environment
2. dilution of pollution
3. end-of- Pipe Treatment Approach
4. recycling
5. cleaner technology
6. relocation of pollution
7. renewable
8. non-renewable
9. Organization for Economic Cooperation and Development
10. Time Varying Parameter
11. state space model
12. measurement equation
13. state equation
14. transition equation
15. energy information administration
16. world development indicators
17. Johansson
18. white noise
19. Lagrange Likelihood Criterion
20. Hannan-Quinn information criterion
21. Schwarz Bayesian Criterion
22. Impulse Response Functions
23. Variance Decomposition

منابع

اصغر پور، ح.، بهبودی، د. و محمدی خانقاهی، ر. ۱۳۹۲. اثرات توسعه اقتصادی و توسعه مالی بر کیفیت محیطزیست در کشورهای منتخب عضو اوپک. اقتصاد محیطزیست و انرژی، ۲(۶): ۱-۲۶.

امیر نژاد، ح. و رفیعی، ح.۱۳۹۰. بررسی و تعیین عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت صنایع کوچک جهت کاهش آلودگی محیطزیست(مطالعه موردی شهرستان ساری). علوم و تکنولوژی محیطزیست،۱۳(۳): ۴۹-۶۰.

آماده، ح.، شاکری، ع. و محمدیان، ف.۱۳۹۱. بررسی رابطه بین اندازه دولت و کیفیت محیطزیست (مطالعه موردی کشورهای OECD و OIC)، مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران،۱(۲):۲۷-۶۰.

بهبودی، د.، برقی گلعذانی، ا. و ممیپور، س. ۱۳۹۳. بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر آلودگی محیطزیست در کشورهای نفتی، پژوهشنامه اقتصاد کلان، ۹(۱۷): ۳۷-۵۲.

پژویان، ج. و لشکری زاده، م. ۱۳۸۹. بررسی عوامل تأثیرگذار بر رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت زیستمحیطی. پژوهشهای اقتصادی ایران، ۴۲: ۱۶۹-۱۸۸.

سالنامهٔ آماری کشور، مرکز آمار ایران (سالهای ۱۳۵۹تا ۱۳۹۱)

شهاب، م. و ناصرصدرآبادی، س. ۱۳۹۳. بررسی اثر سیاستهای اقتصادی دولت بر کیفیت محیطزیست در کشورهای منتخب. علوم و تکنولوژی محیطزیست، ۱۶(۲): ۱۳۹-۱۵۰.

فطرس، م.، فردوسی، م. و مهرپیما، ح.۱۳۹۰. بررسی تأثیر شدت انرژی و گسترش شهرنشینی بر تخریب محیطزیست در ایران (تحلیل همجمعی). محیطشناسی،۳۷(۶۰): ۱۳-۲۳.

فوکویاما، ف.۱۹۹۷. پایان نظم: سرمایهٔ اجتماعی و حفظ آن. ترجمه: توسلی، غ. تهران، جامعهٔ ایرانیان، ۱۳۷۹.

لطفعلی پور، م.، فلاحی، م.ع. و اسماعیلپور مقدم، ه. ۱۳۸۳. اثر رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیطزیست در ایران (براساس شاخص ترکیبی). پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی. ۴(۱۵): ۶۱-۷۶.

محمدی، ح. و سخی، ف. ۱۳۹۲. تأثیر تجارت، سرمایهگذاری خارجی، توسعهٔ انسانی، بر شاخص عملکرد محیطزیست. سیاستهای راهبردی و کلان، ۱(۳): ۵۵-۷۵.

محمدی، ح. و تیرگری سراجی، م.۱۳۹۲. بررسی ارتباط میان رشد اقتصادی، آزادسازی تجاری و آلودگی محیطزیست: بررسی کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه. اقتصاد محیطزیست و انرژی، ۲(۶): ۱۸۳-۲۰۷.

مهرآرا، م.، شرزهای، غ.ع. و محقق، م.۱۳۹۰. بررسی رابطهٔ کیفیت محیطزیست و هزینههای بخش سلامت در کشورهای درحالتوسعه. مدیریت سلامت، ۱۴(۴۶): ۵۵-۷۲.

نصرالهی، ز. و اسلامی، ر. ۱۳۹۲. بررسی رابطهٔ سرمایهٔ اجتماعی و توسعهٔ پایدار در ایران (کاربردی از مدل روبرت فوآ). پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی،۴(۱۳): ۶۱-۷۸.

حمیدی، ن. و پرچ، ج. ۱۳۹۴. تأثیر سرمایهٔ اجتماعی بر حفظ محیطزیست و ارتقاء کیفیت خدمات شهری. *ششمین کنفرانس بینالمللی اقتصاد، مدیریت و علوم مهندسی*، بلژیک، مرکز بینالمللی ارتباطات دانشگاهی،

Bai, X .2002. Industrial Relocation in Asia: A Sound Environmental Management Strategy? Environment, 44(25): 8-21.

Barro, R. 1991. Economic Growth in Cross- Section Countries. Quarterly Journal of Economic. 106(9):407-443

Blackman, A. 2000. Informal Sector Pollution Control: What Policy Options Do We Have? World Development, 28(12): 2067-2082.

Bourdieu, P.1986. The forms of capital, in richardson, John G., ed., Handbook of theory and research for the sociology of education, New York: Greenwood.

Coe, D., Elhanan Helpman, T. and Hoffmaister, A.W. 1995. North-South R&D Spillovers. NBER Working Paper, No. 5048, Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Coleman, J. 1990. Foundations of Social Theory. Cambridge: Harvard University Press.

Evans, J.W. and Hamner, B. 2002. Cleaner Production at the Asian Development Bank. Journal of Cleaner Production, 11: 639-649.

Frijns, J. and Van Vliet B. 1999. Small-scale Industry and Cleaner Production Strategies. World Development, 27(6): 967-983.

Fukuyama, F.1995.Trust: The Social Virtues and the Creation or Prosperity. New York :Free Press.

Grossman, G.M.; Krueger, A. B.1995. Environmental Impacts of the North American Free Trade Agreement. In P.Garber ed., the U.S.-Mexico Free Trade Agreement, Cambridge MIT Press: 13-56.

Hamilton, James D. 1994. State Space Models, Chapter 50 in Robert F. Engle and Daniel L. McFadden (eds.), Handbook of Econometrics, Volume 4, Amsterdam: Elsevier Science B.V.

Harvey, Andrew C. 1989. Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter, Cambridge: Cambridge University Press.

Heberer, T. and Kohl, A. 1999. The Sociopolitical Impact of Private Industry in Vietnam- Six theses. Aspects of Private Sector Development in Vietnam, No. 24/1999. Duisburg: Gerhard-Mercator University.

Hillary, R. 2004. Environmental management systems and the smaller enterprise. Journal of Cleaner Production, 12: 561-569.

Jalil, A. and Feridun, M. 2011. The impact of growth, Energy and Financial Development on the Environment in China: A Cointegration Analysis. Energy Economics, 33: 284-291.

Kalman, R.E.1960. A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems. Transactions of the ASME-Journal of Basic Engineering, 82 (Series D):35-45.

Kuznets, S. 1955. Economic growth and income inequality. American Economic Review 45 (March): 1–28.

Le, V.K. 2006. Greening small and medium-sized enterprises: Evaluating Environmental Policy in Viet Nam, PhD-Thesis Wageningen University

Mills, J.H. and Waite, T.A. 2009. Economic prosperity, biodiversity conservation, and the environmental Kuznets curve. Ecological Economics, 68 (7): 2087–2095

OECD. 2001. The application of biotechnology to industrial sustainability. (www.oecd.org/sti/biotechnology).

Paxton, P.1999. Is social capital declining in the United States? A multiple indicator assessment. The American Journal of Sociology: 105(1): 88- 127.

Pimenova, P. and van der Vorst, R. 2004. The Role of Support Programmes and Policies in Improving SMEs Environmental Performance in Developed and Transition Economies. Journal of Cleaner Production, 12:549-559.

Putnam, R. D.1995. Bowling alone: America's declining social capital. Journal of Democracy 6: 65-78.

Song, H. and Witt, S.F. 2000. Tourism Demand Modeling and Forecasting: Modern Econometric Approaches. Oxford: Pergamon. World Development Index (2012). Available at: www.data.worldbank.org

Verheul, H. 1998. How social networks influence the dissemination of cleaner technologies to SMEs. Journal of Cleaner Production,7: 213-219.

Woolcock, M.1998. Social capital and economic development: Towards a theoretical synthesis and policy framework. Theory and Society, 27: 151-208.