

راه کارهای دستیابی به کشاورزی کم کربن در ایران

افسانه نیکوکار*^۱ - آیلین تاج نیا^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۳۰

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۴/۳۱

چکیده

هدف از این پژوهش ارائه راه کارهایی برای دستیابی به کشاورزی کم کربن در ایران است. بدین منظور ابتدا عوامل اثرگذار بر انتشار کربن با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۸ و الگوهای اتورگرسیو با وقفه توزیعی^۱ و تصحیح خطا^۲ شناسایی شده‌اند. سپس با توجه به نحوه اثرگذاری این عوامل بر انتشار کربن، راه کارهایی برای دستیابی به کشاورزی کم کربن در ایران ارائه شده است. نتایج نشان دهنده یک رابطه U وارون در بلندمدت بین انتشار کربن و مصرف انرژی در این بخش است. همچنین حداکثر مقدار آستانه مصرف انرژی، معادل ۴۶/۹۸ میلیون بشکه نفت خام است. در حال حاضر عملکرد بخش کشاورزی بیشتر از این سطح است و نشان می‌دهد که اثر تکنولوژی بر اثرات مقیاس و ترکیب غالب شده است. لذا انتظار می‌رود که با افزایش مصرف انرژی، انتشار کربن از طریق بهبود تکنولوژی به تدریج کاهش یابد. نتایج نشان می‌دهد که نرخ رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی در بلندمدت و کوتاه مدت تأثیری بر انتشار کربن ندارد. همچنین شاخص توسعه مالی بر انتشار کربن در بلندمدت تأثیر منفی دارد و در کوتاه مدت اثری ندارد. اما اثر شاخص باز بودن تجارت بر انتشار کربن در بلندمدت و کوتاه مدت مثبت است و فرضیه پناهگاه آلودگی را تأیید می‌کند. با توجه به نتایج پژوهش، افزایش حجم اعتبارات بخش خصوصی، تغییر الگوی تجارت با در نظر گرفتن مزیت‌های زیست محیطی و استفاده از برنامه‌های انرژی سبز، به عنوان راه کارهایی برای دستیابی به کشاورزی کم کربن در ایران پیشنهاد می‌شوند.

واژه‌های کلیدی: الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی، ایران، دی‌اکسیدکربن، کشاورزی کم کربن، مصرف انرژی
Jel. Classification: Q51, Q54, Q58

مقدمه

جهت مقابله با مسائل تغییرات اقلیمی و غلبه بر بحران مالی جهان تبدیل شده است، به طوری که پس از پانزدهمین کنفرانس سازمان ملل متحد درباره تغییرات آب و هوا^۵ در سال ۲۰۰۹، به تدریج به صورت یک الگوی جدید توسعه گسترش یافت (۱۱). عموم مردم ارتباط بین اقتصاد کم کربن و کشاورزی به عنوان عامل انتشار گازهای گلخانه‌ای را نفی می‌کنند. به اعتقاد آن‌ها کاشت و پرورش محصولات کشاورزی به انتشار گازهای گلخانه‌ای ارتباطی ندارد؛ اما با تجزیه و تحلیل دقیق تولید و مدیریت محصولات کشاورزی، درمی‌یابیم که این موضوع از چهار دیدگاه با واقعیت سازگاری ندارد. نخست؛ نهاده‌های کشاورزی که بخشی از آنها شامل نهاده‌ها و محصولات فعالیت‌های کشاورزی مانند بذر و کود آلی هستند و بخش دیگر آنها شامل محصولات تولید صنعتی مانند کودهای شیمیایی، آفت کش‌ها و کشاورزی گلخانه‌ای هستند. دوم؛ تولید و استفاده از ماشین‌آلات کشاورزی (که نفت و سایر انرژی‌ها بخش جدانشدنی آن هستند)، سوم؛ فرایندهای لازم برای فراوری، بسته‌بندی، نگهداری، حمل و نقل و توزیع محصولات کشاورزی که همگی انرژی مصرف می‌کنند و در انتشار آلاینده‌ها

اقتصاد کم کربن یک الگوی رشد اقتصادی به منظور کاهش مصرف انرژی و کاهش تولید گازهای گلخانه‌ای، از طریق نوآوری‌های فنی، نوآوری سیستم، تحول صنعتی و توسعه انرژی‌های جدید است. مفهوم اقتصاد کم کربن، مصرف کمتر منابع طبیعی و آلودگی کمتر محیط زیست، برای به دست آوردن بازده اقتصادی بیشتر است. اقتصاد کم کربن یک رویکرد و فرصت، جهت ایجاد یک استاندارد و کیفیت بهتر برای زندگی است و به دنبال ایجاد فرصت‌هایی برای توسعه، کاربرد و تولید فناوری‌های پیشرفته و نیز فرصت‌های کسب و کار جدید است (۳۱). اقتصاد کم کربن در حال حاضر به یکی از موضوعات مهم

۱ و ۲- دانشیار اقتصاد کشاورزی و فارغ‌التحصیل کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
(*)- نویسنده مسئول:
(Email: anikoukar57@gmail.com)

DOI: 10.22067/jead2.v0i0.70778

1- Autoregressive distributed lag model (ARDL)
2- Error correction model (ECM)

غیرمنطقی از انرژی، منجر به بالا رفتن هزینه‌های اقتصادی و در نتیجه آن، افزایش میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود که این امر به نوبه خود، موجب گرم‌تر شدن زمین و تغییرات آب و هوایی غیرقابل برگشت و ناخواسته می‌شود (۷).

برای بررسی عوامل مؤثر بر انتشار دی‌اکسیدکربن در کل اقتصاد و یا بخش‌هایی از اقتصاد، پژوهش‌های متعددی انجام شده است. از جمله: لطفعلی پور و همکاران (۱۵) در پژوهشی به بررسی اثر رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیط‌زیست در ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پرداخته‌اند. در این مطالعه، از داده‌های آماری دوره ۱۳۹۰-۱۳۴۹ استفاده شده است. نتایج نشان داد که توسعه مالی و رشد اقتصادی سبب افزایش تخریب محیط‌زیست شده است. افزون بر این، افزایش درجه باز بودن تجارت در ایران سبب کاهش تخریب محیط‌زیست شده است. جلیل و فریدون (۱۰) به بررسی اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی و توسعه مالی بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در چین در دوره ۲۰۰۶-۱۹۵۳ و ۲۰۰۶-۱۹۷۸ با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی پرداختند. در این تحقیق، سهم بدهی‌های نقدی از تولید ناخالص داخلی^۱، GDP، سهم دارایی‌های بانک‌های مرکزی تجاری از کل دارایی‌های سیستم بانکی و سهم دارایی‌ها و بدهی‌های خارجی از GDP به‌عنوان شاخص‌های توسعه مالی استفاده شد. نتایج نشان داد که توسعه مالی منجر به کاهش آلودگی محیط‌زیست در چین شده است و رشد اقتصادی و مصرف انرژی موجب افزایش تخریب محیط‌زیست شده است. شهباز و همکاران (۲۵) به بررسی اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی، توسعه مالی و باز بودن تجارت بر انتشار دی‌اکسیدکربن در دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۵ در کشور مالزی پرداختند. در این مطالعه از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و علیت گرنجر استفاده شده است. نتایج نشان داد که رشد اقتصادی و مصرف انرژی باعث افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن شده‌اند در حالی که توسعه مالی و تجارت سبب کاهش آن شده‌اند. هم‌چنین رابطه U وارون بین توسعه مالی و انتشار دی‌اکسیدکربن نیز تأیید شده است. شهزاد و همکاران (۲۶) به بررسی تجربی رابطه هم‌جمعی بین انتشار کربن، مصرف انرژی، درجه باز بودن تجارت و توسعه مالی در پاکستان با استفاده از الگوی اقتصادسنجی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه ۲۰۱۱-۱۹۷۱ پرداختند. نتایج نشان داد یک رابطه معکوس U شکل بین انتشار کربن و مصرف انرژی با حداکثر مقدار آستانه مصرف سرانه انرژی معادل ۶۴۰ کیلوگرم نفت برقرار بوده است. در زمان مطالعه، عملکرد اقتصاد پاکستان، کمتر از این سطح بوده و محققین انتظار داشته‌اند که انتشار کربن به تدریج تا زمان رسیدن به سطح آستانه افزایش یابد. نتایج

نقش دارند و چهارم؛ زیاده‌های کشاورزی که محتوای کربن دارند. به این ترتیب، فرایندهای تولید و مصرف محصولات کشاورزی منجر به تولید مقدار زیادی ضایعات کشاورزی می‌شوند و این ضایعات، دی‌اکسیدکربن آزاد می‌کنند و سبب تشدید گرمایش جهانی می‌شوند (۳۰). لذا با توجه به مفهوم اقتصاد کم‌کربن، می‌توان گفت کشاورزی کم‌کربن الگوی خاصی از عملیات تجارت و تولید کشاورزی، با کمترین میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای و حداکثر مزیت اقتصادی با سه ویژگی مصرف کمتر انرژی، انتشار کمتر گازهای گلخانه‌ای و در نتیجه آلودگی کمتر است (۸).

در حال حاضر برای تولید مواد غذایی مورد نیاز جمعیت در حال رشد، به شدت از اشکال مختلف انرژی در بخش کشاورزی استفاده می‌شود و در تمام مراحل تولید مواد غذایی، مستقیم یا غیرمستقیم، مقدار قابل توجهی از سوخت‌های فسیلی به کار گرفته می‌شود. بخش کشاورزی حدود ۱۴ درصد گازهای گلخانه‌ای جهان را تولید می‌کند که این میزان در سال ۲۰۰۵، در حدود ۶/۲ گیگا تن دی‌اکسیدکربن بوده است. کشورهای درحال توسعه (آسیا، آمریکای لاتین و آفریقا) با سهم تقریبی ۸۰ درصد، بزرگ‌ترین سهم را در این آلاینده‌ها دارند. حدود ۷۰ درصد از کل تولید گازهای گلخانه‌ای در این بخش، ناشی از فعالیت‌های مربوط به خاک در کشاورزی و تخمیر در سیستم گوارش دام‌هاست. در نبود اقدامات لازم برای کاهش تولید گازهای گلخانه‌ای، انتشار گازهای ناشی از بخش کشاورزی در سراسر جهان به دلیل افزایش جمعیت و مصرف گوشت، سالانه حدود یک درصد رشد دارد (۱۷). ایران نیز از این قاعده مستثنا نیست، افزایش عملکرد از طریق مکانیزه کردن تجهیزات کشاورزی و استفاده از سوخت‌های فسیلی و کودهای شیمیایی منجر به اثرات منفی زیست‌محیطی در بخش کشاورزی شده است، به طوری که بخش کشاورزی حدود ۳۶/۵ درصد گاز نیتروکسید و ۲ درصد گاز متان و دی‌اکسیدکربن تولید شده توسط ایران را منتشر می‌کند. اکثر این آلودگی‌ها از طریق ماشین‌آلات کشاورزی، بنزین، سوخت دیزل، کود شیمیایی، آفت‌کش‌ها و کودهای دامی است (۱۸). دیزل عمدتاً یک منبع متداول انرژی است که به طور مستقیم توسط موتورهای دیزل در پمپاژ آب، آماده‌سازی زمین، کاشت و برداشت استفاده می‌شود. هم‌چنین انرژی به‌طور غیرمستقیم در تولید، ذخیره‌سازی و توزیع نهاده‌های مزرعه از قبیل کودها و مواد شیمیایی مصرف می‌شود. بنابراین، کشاورزی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم میزان قابل توجهی از گازهای گلخانه‌ای را منتشر می‌کند. استفاده از سوخت در عملیات اولیه و ثانویه مزرعه، منبع متداول و مستقیم انتشار گازهای گلخانه‌ای به حساب می‌آید. بیش‌ترین و مهم‌ترین میزان انتشار مستقیم گازهای گلخانه‌ای ناشی از کودهای ازت است که حدود ۲۰ و ۳۰ درصد از انتشار گازهای گلخانه‌ای را به ترتیب در مزارع بزرگ و کوچک شامل می‌شود. هم‌چنین سیستم‌های کشاورزی مکانیزه، انرژی بیشتری مصرف می‌کنند و استفاده

1- Gross Domestic Product (GDP)

استفاده می شود. این الگو نخستین بار توسط پسران و شین^۴ (۱۹۹۵)، به منظور بررسی رابطه همجمعی و بلندمدت بین متغیرها ارائه شد. از آنجا که این روش برتری زیادی نسبت به دیگر روش های همسان دارد، لذا به طور گسترده مورد استفاده قرار می گیرد. مهم ترین مزیت های الگوی خودرگرسیون با وقفه های توزیعی عبارت است از:

- قابل استفاده برای بررسی روابط بین متغیرها، صرف نظر از مانا یا نامانا بودن آنهاست.

- افزون بر امکان محاسبه روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان محاسبه روابط پویا و کوتاه مدت نیز وجود دارد، ضمن آن که سرعت تبدیل تعادل کوتاه مدت در هر دوره، برای رسیدن به تعادل بلندمدت نیز قابل محاسبه است (۲۰).

- این الگو زمانی که حتی تمامی متغیرها درون زا هستند، نتایج نسبتاً قوی فراهم می کند.

- در نهایت این الگو برای نمونه های کوچک نیز مناسب است (۲۶).

با توجه به مزایای برشمرده شده، در این مطالعه از الگوی خودرگرسیونی با وقفه های توزیعی برای بررسی رابطه هم انباشتگی بین انتشار دی اکسید کربن (CO_2)، نرخ رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی (Y)، مقدار مصرف انرژی (ENG)، شاخص باز بودن تجارت (TRD) و شاخص توسعه مالی (FIN) استفاده می شود.

پیش از برآورد رابطه بلندمدت در روش ARDL، باید وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو بررسی شود. در واقع، هدف این مرحله از آزمون، این است که آیا رابطه پویای کوتاه مدت برآورد شده، به سمت رابطه تعادلی بلندمدت گرایش دارد یا خیر؟ در مرحله اول، وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی، آزمون می شود. وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح باوقفه متغیرها در شکل تصحیح خطا مورد آزمایش قرار می گیرد. نکته مهم آن است که توزیع F مذکور غیراستاندارد است. پسران و همکاران (۲۰)، مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرورها و این که مدل شامل عرض از مبدأ و روند است یا خیر محاسبه کردند. آن ها دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه کردند، یکی بر این اساس که تمام متغیرها مانا هستند و دیگری بر این اساس که همگی نامانا (با یک بار تفاضل گیری مانا می شوند) هستند. اگر F محاسباتی در خارج این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این که متغیرها I(0) یا I(1) باشند، گرفته می شود. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار گیرد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت پذیرفته نمی شود و اگر پایین تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور رد نمی شود و اگر هم F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط،

بلندمدت نشان داد که یک درصد افزایش درجه باز بودن تجارت و توسعه مالی به ترتیب انتشار کربن را ۰/۲۴۷ درصد و ۰/۱۶۵ درصد افزایش داده است. کشش های کوتاه مدت متغیرهای باز بودن تجارت و توسعه مالی به ترتیب ۰/۱۲۲ درصد و ۰/۰۸۷ درصد بوده است. همچنین نتایج علیت گرنجر نشان دهنده علیت یک طرفه از مصرف انرژی، درجه باز بودن تجارت و توسعه مالی به سمت انتشار کربن و علیت دو طرفه بین مصرف انرژی و توسعه مالی بوده است.

بررسی ها بیانگر این است که در پژوهش های مربوط به انتشار کربن در کشورهای مختلف، بررسی اثر عوامل مختلف بر انتشار کربن و تخریب محیط زیست به تفکیک بخش های اقتصادی، همچنان موضوعی جدید است و در بیشتر مطالعات انجام شده، عملکرد زیست محیطی کل اقتصاد مورد ارزیابی قرار گرفته است. همچنین تمرکز عمده مطالعات پیشین، بر آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس بوده و تنها در مطالعه شهزاد و همکاران (۲۶) به برآورد نقطه آستانه مصرف انرژی برای کشور پاکستان پرداخته شده است. بنابراین در مطالعه حاضر، اثر مصرف انرژی بخش کشاورزی، نرخ رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی، درجه باز بودن تجارت و توسعه مالی در کل اقتصاد ایران، بر انتشار دی اکسید کربن با استفاده از الگوهای ARDL و ECM بررسی می شود. افزون بر این، تعیین نقطه آستانه مصرف انرژی در بخش کشاورزی نیز مورد توجه قرار می گیرد.

مواد و روش ها

برای بررسی رابطه بلندمدت همجمعی بین متغیرها، تکنیک های اقتصادسنجی گوناگونی وجود دارد که بسته به اهداف و ویژگی های داده ها در مطالعات مختلف، مورد استفاده قرار می گیرد. به عنوان مثال، برای هم انباشتگی تک متغیره، از تکنیک های انگل و گرنجر^۱، روش های حداقل مربعات تعدیل شده و فیلپس و هانسن^۲ و برای هم انباشتگی چندمتغیره از تکنیک های جوهانسن^۳ و جوهانسن-جوسیلیوس به طور گسترده ای در تحقیقات تجربی استفاده می شود. روش هم انباشتگی جوهانسن به روش های دیگر ترجیح داده می شود زیرا، نه تنها یک روش چندمتغیره است بلکه بیش از یک رابطه همجمعی از آن حاصل می شود و بر تأثیر نمونه کوچک غلبه می کند. با این حال، یکی از مشکلات مشترک تکنیک های هم انباشتگی این است که متغیرها باید همگرا از یک مرتبه باشند (۲۶). لذا در این مطالعه، برای برآورد الگو و بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر از الگوی خودرگرسیونی با وقفه های توزیعی

1- Engle and Granger
2- Phillips and Hansen
3- Johansen

4- Pesaran and Shin

بر مصرف انرژی و رشد اقتصادی که انتظار می‌رود در انتشار کربن نقش داشته باشند، از دیگر متغیرهای کلان اقتصادی مانند شاخص‌های باز بودن تجارت و توسعه مالی استفاده می‌شود. الگوی برآوردی در این تحقیق با بهره‌گیری از مقاله شهزاد و همکاران (۲۶)، به صورت لگاریتم-خطی و در قالب رابطه (۱) است:

$$\text{LnCO}_{2t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LnENG}_t + \alpha_2 (\text{LnENG}_t)^2 + \alpha_3 Y_t + \alpha_4 \text{FIN}_t + \alpha_5 \text{TRD}_t + \alpha_6 T + \alpha_7 \text{TBX}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

می‌شود که ضرایب برآورد غیرخطی برای متغیری که با مجذور آن مرتبط است، نباید به عنوان ضرایب کشش تفسیر شود و تنها باید برای محاسبه مقادیر آستانه استفاده شوند (۲۱). در مجموع هدف از این مشتق‌گیری و پیدا کردن نقطه آستانه مصرف انرژی، نتیجه‌گیری درباره این مسأله است که بین اثرات تکنولوژی، و اثرات مقیاس و ترکیب، کدام غالب بوده‌اند (۲۶). α_4 ، α_5 و α_6 به ترتیب ضرایب متغیرهای نرخ رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی، شاخص توسعه مالی و شاخص باز بودن تجارت است.

به اعتقاد کوزنتس، رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست از یک منحنی U معکوس پیروی می‌کند. این رابطه U معکوس به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس مربوط است. بر این اساس در مراحل اولیه فرآیند صنعتی شدن، با توجه به اولویت بالای تولید و اشتغال نسبت به محیط‌زیست پاک و همچنین به دلیل به‌کارگیری فناوری‌های سطح پایین، استفاده از منابع طبیعی و انرژی برای رسیدن به رشد اقتصادی بالا افزایش می‌یابد و موجب گسترش انتشار آلودگی می‌شود. در این مرحله با توجه به درآمد سرانه پایین، بنگاه‌های اقتصادی نمی‌توانند هزینه‌های کاهش آلودگی را تأمین کنند و در نتیجه رشد اقتصادی موجب تخریب محیط‌زیست می‌شود (۲۲، ۲ و ۱۲). اما در مرحله بعدی فرآیند صنعتی شدن، پس از رسیدن به سطح مشخصی از درآمد سرانه، افزایش درآمد موجب بهبود کیفیت محیط‌زیست می‌شود به طوری که در چنین وضعیتی با توجه به اهمیت بالای محیط‌زیست، تکنولوژی پاک و قوانین و مقررات زیست‌محیطی مناسب، شاخص‌های آلودگی محیط‌زیست کاهش می‌یابد و در نتیجه رشد اقتصادی موجب بهبود کیفیت محیط‌زیست می‌شود (۶، ۲۳، ۱، ۲۷ و ۹). بنابراین بر اساس فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس، اثر رشد اقتصادی بر تخریب محیط‌زیست بسته به این که کشور در کدام مرحله صنعتی شدن قرار داشته باشد، متفاوت است. در این پژوهش برای بررسی اثر رشد اقتصادی بر انتشار دی‌اکسیدکربن، رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت ۱۳۸۳ به‌عنوان شاخصی برای رشد اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

شاخص درجه باز بودن اقتصاد یا باز بودن تجارت، یک متغیر مهم و تأثیرگذار بر انتشار کربن و محیط‌زیست است. تأثیر درجه باز بودن تجارت بر محیط‌زیست شامل سه اثر فن‌آوری، مقیاس و ترکیب است.

غیرقطعی و وابسته به این است که متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ باشند. تحت این شرایط مجبور به انجام آزمون‌های ریشه واحد روی متغیرها هستیم (۲۸). آخرین مرحله در برآورد یک الگوی ARDL بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها و محاسبه سرعت تعدیل تعادل‌های کوتاه‌مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت است.

در این پژوهش با تکیه بر ادبیات تحقیق در زمینه انرژی، علاوه

در این رابطه، LnCO_{2t} نشان‌دهنده لگاریتم دی‌اکسیدکربن تولید شده در بخش کشاورزی بر حسب تن، LnENG_t لگاریتم مصرف انرژی در بخش کشاورزی است و معادل میلیون بشکه نفت خام در نظر گرفته شده است و $(\text{LnENG}_t)^2$ توان دوم لگاریتم مصرف انرژی است. Y_t نرخ رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی، FIN_t شاخص توسعه مالی و TRD_t شاخص درجه باز بودن تجارت در اقتصاد ایران هستند. همچنین T روند زمانی و TBX_t (مقطع شکست ساختاری در سری X) است و در صورت وجود، کمیت آن برای سال‌های شکست برابر یک و برای بقیه سال‌ها صفر است و ε_t نشان دهنده جمله خطا است. در این الگو α_1 و α_2 به ترتیب ضرایب LnENG_t و $(\text{LnENG}_t)^2$ هستند. انتظار می‌رود با افزایش مصرف انرژی، انتشار دی‌اکسید کربن افزایش یابد اما آنچه در این مطالعه اهمیت دارد، پیدا کردن نقطه آستانه مصرف انرژی است لذا α_1 را نمی‌توان به‌طور مستقیم به‌عنوان سهم مربوط به مصرف انرژی تفسیر کرد بلکه، ابتدا باید مشتق جزئی مرتبه اول معادله (۱) را نسبت به مصرف انرژی به دست آورد که برابر است با $\alpha_1 + 2\alpha_2(\text{LnENG})$. سپس مشتق اول معادله نسبت به متغیر انرژی برابر صفر قرار داده می‌شود تا مقدار بهینه مصرف انرژی به دست آید، $\alpha_1 + 2\alpha_2(\text{LnENG}) = 0$ بنابراین $2\alpha_2(\text{LnENG}) = -\alpha_1$

در نتیجه $\ln eng = \frac{-\alpha_1}{2\alpha_2}$ است و می‌توان نتیجه گرفت که

$$eng^* = e^{\frac{-\alpha_1}{2\alpha_2}}$$

می‌شود. اگر مشتق جزئی مرتبه دوم بزرگ‌تر از صفر باشد $(2\alpha_2 > 0)$ به این معناست که eng^* حاصل شده، نقطه کمینه است و اشاره به این دارد که رابطه U شکل بین دی‌اکسیدکربن و انرژی بیانگر میزان آستانه است. به همین ترتیب، اگر مقدار مشتق دوم منفی شد، بیانگر رابطه U وارون و بیشینه است و اگر این مقدار برابر صفر شد، بیانگر رابطه یکنواخت است و مقدار انرژی بهینه نشان دهنده نقطه زینی است. از لحاظ مفهوم آماری، زمانی که میزان α_2 در سطح متعارف آماری معنی‌دار نباشد، رابطه غیرخطی پذیرفته نمی‌شود و رابطه خطی بین مصرف انرژی و انتشار کربن رد نمی‌شود (۲۶). بنابراین با نشان دادن مشتقات ریاضی، تأکید

پور و همکاران (۱۴)، لطفعلی پور و همکاران (۱۵)، از تورک و اکروسی (۱۹)، شهپاز و همکاران (۲۵)، فراهانی و همکاران (۵) و شهزاد و همکاران (۲۶) استفاده می‌شود.

توسعه مالی، دسترسی خانوار و بنگاه‌های اقتصادی به سرمایه‌های مالی را بیشتر می‌کند. این امر موجب افزایش تقاضا برای ماشین‌آلات و خودروها می‌شود و باعث افزایش فعالیت‌های تولیدی و حمل‌ونقل می‌شود. مصرف روزافزون انرژی، به نوبه خود افزایش انتشار کربن به هوا و آلاینده‌های آلی به آب را در بر دارد. از سوی دیگر، بازارهای مالی توسعه یافته، سرمایه بخش انرژی‌های تجدیدپذیر را فراهم می‌آورد و اعتبار لازم برای پروژه‌های سازگار با محیط‌زیست با هزینه‌های تأمین مالی پایین (که از طریق پیشرفت‌های فن‌آوری در بخش انرژی، باعث کاهش مصرف انرژی و انتشار کربن می‌شوند) را ارائه می‌کند. همچنین، توسعه مالی، فعالیت‌های تحقیق و توسعه را ترویج می‌دهد و از این رو باعث بهبود کیفیت محیط‌زیست می‌شود؛ بنابراین، اثر کل توسعه مالی، دو پهلو و دارای ابهام است (۲۶). در مجموع برای کشورهای رو به توسعه، انتظار می‌رود اثر توسعه مالی بر آلودگی محیط زیست، همانند متغیر باز بودن تجارت، مثبت باشد. برای توسعه مالی نیز شاخص‌های متفاوتی وجود دارد:

- شاخص ژرفای توسعه مالی: نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های جاری
- شاخص بنیانی توسعه مالی: نسبت دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری به کل دارایی‌هایی بانک‌ها و بانک مرکزی
- شاخص کارایی توسعه مالی: نسبت بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به تولید ناخالص داخلی
- شاخص ابزاری توسعه مالی: نسبت اسکناس و مسکوک در دست مردم به حجم پول
- شاخص ساختاری توسعه مالی: نسبت مطالبات سیستم بانکی از بخش خصوصی به کل اعتبارات سیستم بانکی (۱۵).

جریان‌ات نقدی خالص بورس اوراق بهادار در اکثر کشورهای در حال توسعه نسبتاً کم است، بنابراین بازارهای سرمایه در بهترین حالت نقش کوچکی ایفا می‌کند. $TRD_t = \frac{M_t}{GDP_t}$ و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه را کُند می‌کند، بنابراین بازار سهام بازتابی از قدرت بخش مالی نیست. بعضی از مطالعات، برای انعکاس عمق مالی از نسبت پول گسترده (M_2) یا حجم نقدینگی (M_2) که برابر است با مجموع حجم پول (M_1) و شبه پول (T) به تولید ناخالص داخلی اسمی استفاده می‌کنند. افزایش نسبت به معنای افزایش عمق مالی است؛ اما در کشورهای در حال توسعه، M_2 بخش بزرگی از نقدینگی را شامل می‌شود. در نتیجه افزایش M_2 ممکن است به جای عمق مالی، انتشار پول را نشان دهد (۱۰). در نتیجه در این پژوهش همانند پژوهش مهدوی و امیر بابایی (۱۶)، شهپاز و همکاران (۲۵)، شهزاد و همکاران (۲۶)، برای سنجش توسعه مالی از شاخص کارایی توسعه

در اثر بهبود تکنولوژی، افزایش تجارت باعث کاهش انتشار کربن می‌شود. اثر مقیاس باعث افزایش حجم تجارت و تولید می‌شود که باعث تخریب محیط‌زیست می‌شود. از طرفی، در اثر ترکیب، کشورهای در حال توسعه، صنایع با آلودگی شدید را جذب می‌کنند که این امر به زوال محیط‌زیست منجر می‌شود؛ بنابراین اثر تکنولوژی باعث بهبود، در حالی که اثرات مقیاس و ترکیب باعث تخریب محیط‌زیست می‌شوند. در نتیجه اثر خالص باز بودن تجارت بر محیط‌زیست مبهم است و بستگی به اثر غالب دارد، اما به طور کلی، در کشورهای در حال توسعه، اثر مقیاس و ترکیب غالب هستند و هر دو دارای اثرات سوء بر محیط‌زیست هستند. کوپلند و تیلور^۱ برای توضیح رابطه بین درجه باز بودن تجارت و محیط‌زیست دو نوع فرضیه را تصریح می‌کنند: فرضیه پناهگاه آلودگی^۲ و فرضیه بخشش عامل^۳. با توجه به فرضیه پناهگاه آلودگی، کشورهای کم‌درآمد با مقررات زیست‌محیطی ضعیف، در تولید کالاهای آلوده تخصص پیدا می‌کنند و شرکت‌های چندملیتی، با استفاده از جابجایی صنایع آلاینده خود به این کشورها نفع می‌برند. در نتیجه، کشورهای کم‌درآمد به پناهگاهی برای آلوده‌کنندگان تبدیل می‌شوند، بنابراین باز بودن تجارت، وضعیت محیط‌زیست را در این کشورها به زوال می‌کشاند، در حالی که کشورهای ثروتمند، از تجارت آزاد منفعت کسب می‌کنند. فرضیه بخشش عامل، اشاره به این دارد که کشورهای ثروتمند در تولید کالاهای وابسته به سرمایه، بدون در نظر گرفتن سیاست‌های زیست‌محیطی، متخصص می‌شوند و در نتیجه، کشورهای ثروتمند با صادرات کالاهای آلوده‌تر می‌شوند و کشورهای کم‌درآمد نسبتاً فراوانی در تولید کالاهای پاک هستند، از طریق تجارت آزاد، به کشور پاک‌تری تبدیل می‌شوند؛ بنابراین رابطه بین تجارت آزاد و محیط‌زیست مبهم است و به توزیع مزایای نسبی در میان کشورهای بستگی دارد (۲۶). برای ارزیابی درجه باز بودن اقتصاد سه شاخص عمده وجود دارد:

$$TRD_t = \frac{X_t}{GDP_t}$$

(۱)

$$TRD_t = \frac{X_t + M_t}{GDP_t}$$

در روابط فوق، X_t ، M_t و GDP_t به ترتیب بیانگر ارزش صادرات، ارزش واردات کالاهای و خدمات و تولید ناخالص ملی هستند (۲۹). در این پژوهش به منظور تعیین درجه باز بودن اقتصاد از رابطه سوم که مرسوم‌تر است، همانند پژوهش لطفعلی پور و همکاران (۱۳)، لطفعلی

1- Copeland and Taylor

2- Pollution haven hypothesis

3- Factor endowment hypothesis

در آزمون یادشده، آماره دیکی - فولر تعمیم یافته با مقادیر بحرانی مقایسه می شود. اگر قدر مطلق t محاسباتی از قدر مطلق آماره مک کینون بزرگ تر باشد، فرضیه صفر وجود ریشه واحد پذیرفته نمی شود و دلالت بر مانا بودن سری زمانی دارد و در غیر این صورت سری زمانی نامانا خواهد بود و باید مانایی سری های زمانی بعد از تفاضل گیری آن ها بررسی شود. جدول ۱ نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد برای داده های مطالعه را نشان می دهد.

نتیجه آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته بیانگر این است که با وجود عرض از مبدأ، فرضیه صفر مبنی بر این که متغیر نرخ رشد ارزش افزوده دارای ریشه واحد است، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، پذیرفته نمی شود. بنابراین متغیر در سطح مانا است. فرضیه صفر مبنی بر اینکه متغیرهای لگاریتم دی اکسید کربن، لگاریتم مصرف انرژی، توان دوم لگاریتم مصرف انرژی، توسعه مالی و درجه باز بودن تجارت دارای ریشه واحد است رد نمی شود و با یک بار تفاضل گیری مانا می شوند.

مالی، نسبت اعتبارات بانکی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی استفاده می شود.

داده های مربوط به مقادیر انتشار دی اکسید کربن و مصرف انرژی از ترازنامه انرژی وزارت نیرو، توسعه مالی از بانک جهانی، نرخ رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی و باز بودن تجارت از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع آوری شد. از آنجا که برخی از داده ها در پایگاه های اطلاع رسانی الکترونیکی نهادهای ملی و بین المللی با فواصل زمانی زیاد بروزرسانی می شوند و در زمان انجام پژوهش، آخرین داده های موجود مربوط به سال ۱۳۹۳ بود، دوره زمانی مطالعه، سال های ۱۳۶۸-۱۳۹۳ انتخاب شد. برای تجزیه و تحلیل نتایج از نرم افزار Eviews9 استفاده شد.

نتایج و بحث

پیش از برآورد الگوی مطالعه، به منظور جلوگیری از به وجود آمدن رگرسیون کاذب، مانایی متغیرهای تحقیق مورد بررسی قرار گرفت. در این مطالعه از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته استفاده شد.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد

Table 1- Results of unit root test

متغیر	آماره دیکی - فولر	ارزش احتمال	نتیجه
Variable	Dickey and Fuller statistic	Probability value	Result
Ln CO2	-1.355863ns	0.5870	I(1)
D(Ln CO2)	-4.716462***	0.0010	I(0)
Ln ENG	0.559538ns	0.9853	I(1)
D(Ln ENG)	-6.553370***	0.0000	I(0)
(Ln ENG)2	0.678336ns	0.9889	I(1)
D(Ln ENG)2	-6.465516***	0.0000	I(0)
FIN	0.254415ns	0.9707	I(1)
D(FIN)	-3.837686***	0.0080	I(0)
TRD	-1.984771ns	0.2910	I(1)
D(TRD)	-3.508726**	0.0167	I(0)
Y	-5.968048***	0.0000	I(0)

منبع: یافته های تحقیق، (***) معنی داری در سطح ۱٪، ** معنی داری در سطح ۵٪، * معنی داری در سطح ۱۰٪، ns بی معنی

Source: Research findings (***) level of significance at 1%, ** level of significance at 5%, * level of significance at 10%, ns for not significant)

(افزایش سهم مصرف برق از ۲۷ درصد به ۳۷ درصد)، بهبود مکانیزاسیون در این بخش و کاهش میزان مصرف انرژی بوده است. پس از تعیین وقفه مناسب بر اساس معیار شوارتز- بیژین و بررسی زاید نبودن متغیرهای الگو، برای حصول اطمینان از رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو، با توجه به اینکه متغیرها از نوع $I(0)$ و $I(1)$ بودند، از آزمون همجمعی باند استفاده شد. پس از آزمون، مقدار F محاسبه شده، با مقادیر بحرانی حد بالا و حد پایین جدول بنرجی، دولاو و مستر مقایسه شد. نتایج آزمون همجمعی باند در جدول ۳ ارائه شده است.

برآورد الگوی ARDL مبتنی بر سه بخش رابطه پویا، بلندمدت و کوتاه مدت است که با استفاده از نرم افزار Eviews9 برآورد شد و بهترین الگو، براساس معیار شوارتز- بیژین، الگوی $(1,1,1,2,0)$ ARDL بوده است. در جدول ۲ نتایج حاصل از تخمین الگوی پویا ارائه شده است.

مقدار ضریب تعیین R^2 در جدول ۳ برابر با ۰/۹۷ است که نشان دهنده قدرت بالای توضیح دهندگی متغیرهای توضیحی الگو است. متغیر مجازی ناشی از شکست در دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۸، به علت افزایش کارایی انرژی ناشی از بهره گیری برق به جای سایر سوخت ها

جدول ۲- نتایج الگوی پویا
Table 2- Results of dynamic model

متغیر Variable	ضریب Coefficient	آماره t t statistic	ارزش احتمال Probability value
Ln CO ₂ (-1)	0.341542	5.939525	0.0001
Ln ENG	-11.53337	-4.604702	0.0010
Ln ENG(-1)	16.99549	6.478729	0.0001
(Ln ENG) ²	1.719402	4.786041	0.0007
(Ln ENG) ² (-1)	-2.430188	-6.504335	0.0001
TRD	0.005581	2.832868	0.0178
TRD(-1)	-0.005437	-2.347909	0.0408
TRD(-2)	0.006733	5.035976	0.0005
FIN	0.003506	1.423585	0.1850
FIN(-1)	-0.008669	-4.174461	0.0019
FIN(-2)	-0.004166	-1.331249	0.2127
Y	0.000641	1.464368	0.1738
T	0.018772	2.152560	0.0568
D7885	-0.117404	-7.763044	0.0000
0.97	R-square		

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

جدول ۳- نتیجه آزمون همجمعی باند
Table 3- Results of Bounds Test

سطح معنی داری Level of significance	مقادیر حدود بحرانی آماره F Critical bounds of F statistic					
	%10		%5		%1	
حدود بحرانی Critical bounds	حد پایین Lower bound	حد بالا Upper bound	حد پایین Lower bound	حد بالا Upper bound	حد پایین Lower bound	حد بالا Upper bound
تعداد متغیرها Number of variables	1.81	2.93	2.14	3.34	2.82	4.21
آماره F محاسبه شده Computed F statistic	8.862396					

منبع: یافته‌های تحقیق

Source: Research findings

شکل وارون بین مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن است و نقطه آستانه مصرف انرژی در بخش کشاورزی ۴۶/۹۸ میلیون بشکه نفت خام است. مطالعه شهزاد و همکاران (۲۷) نیز وجود رابطه U شکل وارون را بین مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن تأیید می‌کند. ضریب متغیر توسعه مالی ۰/۰۱۴۱۶۹- و از لحاظ آماری در سطح ۵٪ معنی دار است. یعنی با یک واحد افزایش در شاخص توسعه مالی، انتشار دی‌اکسیدکربن به میزان ۰/۰۱۴۱۶۹ درصد کاهش می‌یابد. از آنجا که شاخص کارایی توسعه مالی به عنوان متغیر توسعه مالی در نظر گرفته شده است، هر یک درصد افزایش در نسبت اعتبارات بانکی بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، حدود ۰/۰۱۴ واحد لگاریتم

مقدار آماره F در جدول ۳، در سطح معنی داری ۵٪ از حد بالا بزرگتر است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای تحقیق پذیرفته نمی‌شود و وجود رابطه بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل اثبات می‌گردد. با اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو، ضرایب بلندمدت الگو برآورد می‌گردد. جدول ۴ نتایج تخمین الگوی بلندمدت را نشان می‌دهد. نتایج برآورد الگوی بلندمدت مطالعه نشان می‌دهد که ضرایب لگاریتم مصرف انرژی و توان دوم لگاریتم مصرف انرژی از لحاظ آماری در سطح ۱٪ معنی دار هستند. به ترتیب مثبت بودن مصرف انرژی و منفی بودن توان دوم مصرف انرژی گویای یک رابطه U

و همکاران (۱۵) و شهزاد و همکاران (۲۶) اثر منفی توسعه مالی بر آلودگی زیست محیطی را تأیید نمی کنند. اثر منفی شاخص توسعه مالی بر آلودگی زیست محیطی نشان می دهد که توسعه مالی، امکان سرمایه گذاری روی فناوری های کمتر آلاینده را فراهم آورده است.

دی اکسید کربن و یا $1/0.2$ تن دی اکسید کربن منتشر شده را کاهش می دهد. نتایج مطالعه جلیل و فریدون (۱۰) در چین و شهباز و همکاران (۲۵) در مالزی نیز نشان می دهد که توسعه مالی منجر به کاهش آلودگی محیط زیست می شود. البته نتایج مطالعات لطفعلی پور

جدول ۴- نتایج تخمین الگوی بلندمدت

Table 4- Estimation results of long-run model

متغیر	ضریب	آماره t	ارزش احتمال
Variable	Coefficient	t statistic	Probability value
Ln ENG	8.295328	25.151837***	0.0000
(Ln ENG) ²	-1.079471	-13.799882***	0.0000
FIN	-0.014169	-2.281167**	0.0457
TRD	0.010443	2.304105**	0.0439
Y	0.000973	1.434298 ^{ns}	0.1820
T	0.028509	2.375481**	0.0389
D7885	-0.0178302	-7.387554***	0.0000

منبع: یافته های تحقیق، (***) معنی داری در سطح ۱٪، ** معنی داری در سطح ۵٪، * معنی داری در سطح ۱۰٪، ns بی معنی)

Source: Research findings (***) level of significance at 1%, ** level of significance at 5%, * level of significance at 10%, ns for not significant)

لطفعلی پور و همکاران (۱۵)، ترابی و همکاران (۲۹)، شهباز و همکاران (۲۵) و شهزاد و همکاران (۲۶) اثر مثبت و معنی دار رشد اقتصادی بر آلودگی زیست محیطی را تأیید می کنند. این تفاوت نتایج در مطالعات مختلف، به دلیل تفاوت در ساختارهای اقتصادی کشورهای مورد مطالعه، دوره زمانی مورد بررسی، متغیرهای وارد شده در الگوها، الگوهای اقتصادسنجی مورد استفاده و روش های برآورد است.

جدول (۴) نشان می دهد که متغیر روند زمانی، اثر مثبت و معنی داری بر میزان انتشار دی اکسید کربن داشته است. با توجه به افزایش تقاضای محصولات کشاورزی ناشی از بهبود سطح درآمدها و رشد جمعیت در سال های مورد مطالعه، به نظر می رسد پاسخ گویی به این تقاضا از طریق گسترش فعالیت های کشاورزی در داخل و یا از طریق واردات محصولات کشاورزی و مواد غذایی، منجر به توسعه فرآیندهای تولید، توزیع و مصرف محصولات کشاورزی شده و آلودگی محیط زیست را افزایش داده است.

ضریب متغیر مجازی با -0.178302 نشان می دهد که کاهش میزان مصرف انرژی در اثر افزایش کارایی و بهره وری نهاده انرژی، منجر به $1/0.2$ تن کاهش در انتشار دی اکسید کربن شده است. پس از تشخیص رابطه بلندمدت نیاز است که روابط کوتاه مدت میان متغیرها نیز مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور، از الگوی تصحیح خطا (ECM) برای برآورد ضرایب کوتاه مدت و ضریب تعدیل طبق روش ARDL استفاده می شود. نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا در جدول ۵ ارائه شده است.

ضریب متغیر باز بودن تجارت 0.10443 و از لحاظ آماری در سطح ۵٪ معنی دار است. به بیان دیگر افزایش یک واحدی درجه باز بودن تجارت منجر به افزایش 0.10443 درصدی در انتشار دی اکسید کربن می شود. با توجه به اینکه شاخص باز بودن تجارت، نسبت مجموع ارزش صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده است، هر یک درصد افزایش در حجم مبادلات نسبت به تولید ناخالص داخلی منجر به 0.1 درصد و یا حدود $1/0.1$ تن افزایش در انتشار دی اکسید کربن منتشر شده می شود. بنابراین در دوره مورد بررسی، تجارت بین الملل منجر به افزایش آلودگی زیست محیطی شده است. این نتیجه با مطالعه ترابی و همکاران (۲۹)، شهزاد و همکاران (۲۶) تطابق دارد اما نتایج مطالعه لطفعلی پور و همکاران (۱۵) را تأیید نمی کند. افزایش آلودگی محیط زیست همراه با افزایش حجم تجارت، فرضیه پناهگاه آلودگی را برای ایران در دوره مورد بررسی تأیید می کند و می توان نتیجه گرفت که برآیند فعالیت های تجارت بین الملل ایران (مجموع واردات و صادرات) به نفع محیط زیست نبوده است و اثر منفی افزایش آلودگی از طریق تجارت (واردات یا صادرات) بر اثر مثبت کاهش آلودگی غلبه کرده است. به بیان دیگر ایران در تولید و صادرات محصولاتی که آلودگی زیست محیطی بیشتری ایجاد می کنند متخصص شده است و کالاهایی را وارد می کند که در فرآیند تولید خود، آلایندهای کمتری ایجاد می کنند.

نتایج نشان می دهد که نرخ رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی، در بلندمدت ارتباطی با انتشار دی اکسید کربن ندارد. در حالی که مطالعات

جدول ۵- نتایج تخمین الگوی تصحیح خطا
Table 5- Results of ECM estimation

متغیر Variable	ضریب Coefficient	آماره t t statistic	ارزش احتمال Probability value
D(Ln ENG)	-11.533367	-4.604702***	0.0010
D(LENG) ²	1.719402	4.786041***	0.0007
D(TRD)	0.005581	2.832868**	0.0178
D(TRD(-1))	-0.006733	-5.035976***	0.0005
D(FIN)	0.003506	1.423585 ^{ns}	0.1850
D(FIN(-1))	0.004166	1.331249 ^{ns}	0.2127
D(Y)	0.000641	1.464368 ^{ns}	0.1738
D(T)	0.018772	2.152560*	0.0568
D(D7885)	-0.117404	-7.763044***	0.0000
ECM	-0.658458	-11.450775	0.0000

منبع: یافته‌های تحقیق، (***) معنی‌داری در سطح ۱٪، ** معنی‌داری در سطح ۵٪، * معنی‌داری در سطح ۱۰٪، ns بی‌معنی)

Source: Research findings (***) level of significance at 1%, ** level of significance at 5%, * level of significance at 10%, ns for not significant)

به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر، برای تعدیل کامل نتایج حاصل از هرگونه تغییر و یا اتخاذ سیاست، تقریباً یک سال و چهار ماه زمان لازم است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج مطالعه نشان داد در حال حاضر عملکرد بخش کشاورزی در نیمه نزولی منحنی U وارون و بیشتر از سطح آستانه مصرف انرژی است. به گونه‌ای که محاسبات بر اساس ضرایب الگوی برآورد شده نشان می‌دهد نقطه آستانه مصرف انرژی در بخش کشاورزی ۴۶/۹۸ میلیون بشکه نفت خام است، این در حالی است که میزان مصرف انرژی در سال ۱۳۹۳ معادل ۵۰/۲۶ میلیون بشکه نفت خام بوده است. بنابراین در پایان دوره مورد بررسی، عملکرد بخش کشاورزی در نیمه نزولی منحنی U وارون و بیشتر از سطح آستانه مصرف انرژی بوده است. به بیان دیگر، اثر تکنولوژی بر اثرات مقیاس و ترکیب غالب است. به بیان دیگر، بهبود و تغییر تکنولوژی، سبب کاهش انتشار دی اکسید کربن می‌شود و قادر است اثرات مقیاس و ترکیب را که به ترتیب با افزایش حجم فعالیت‌های تولیدی و با جذب صنایع آلاینده سبب تخریب محیط‌زیست می‌شوند، خنثی کند. بنابراین انتظار می‌رود با پیشرفت و تغییر فن‌آوری در فعالیت‌های مصرف‌کننده انرژی در بخش کشاورزی، انتشار دی اکسید کربن کاهش یابد. لذا پیشنهاد می‌شود سرمایه‌گذاری در جهت ایجاد و ترویج روش‌های افزایش راندمان مصرف انرژی در ماشین‌های کشاورزی و همچنین توسعه و ترویج فناوری‌های نوین کشاورزی، به‌ویژه فناوری‌های مبتنی بر نهاده‌های جدید از قبیل بذرها اصلاح شده که با کاهش مصرف انرژی به ازای هر واحد محصول همراه است، مورد توجه قرار گیرد. منفی و معنی‌دار بودن ضریب متغیر توسعه مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، نشان می‌دهد که توسعه مالی، اثربخشی لازم را برای

یافته‌ها نشان می‌دهد تغییرات لگاریتم مصرف انرژی و تغییرات توان دوم لگاریتم مصرف انرژی در سطح ۱٪ از لحاظ آماری معنی‌دار است. همچنین به ترتیب منفی بودن ضریب تغییرات لگاریتم مصرف انرژی و مثبت بودن ضریب تغییرات توان دوم لگاریتم مصرف انرژی نشان دهنده رابطه U شکل بین انتشار کربن و مصرف انرژی است. ضریب تغییرات متغیر باز بودن تجارت، ۰/۰۵۵۸۱ و از نظر آماری در سطح ۵٪ معنی‌دار است. یعنی یک درصد تغییر در درجه باز بودن تجارت، لگاریتم دی‌اکسیدکربن را به میزان ۰/۰۵۵۸۱ درصد در همان جهت تغییر می‌دهد. به بیان دیگر یک درصد افزایش در نسبت تجارت بین‌الملل به تولید ناخالص داخلی، در کوتاه‌مدت حدود یک تن انتشار دی‌اکسیدکربن را افزایش می‌دهد. وقفه اول تغییرات درجه باز بودن تجارت از لحاظ آماری در سطح ۱٪ معنی‌دار و دارای اثر مخالف است و نشان می‌دهد تجارت آزادتر در زمان حال با یک وقفه منجر به آلودگی کمتر محیط زیست می‌شود. البته همانگونه که ضرایب الگوی بلندمدت (جدول (۴)) نشان می‌دهد، در بلندمدت آزادسازی تجاری در ایران، در دوره مورد بررسی آلودگی زیست‌محیطی را افزایش داده است.

ضرایب متغیرهای تغییر در نرخ رشد ارزش افزوده بخش کشاورزی، توسعه مالی و وقفه اول توسعه مالی از لحاظ آماری بی‌معنی است و در کوتاه‌مدت اثری بر تغییرات انتشار دی‌اکسیدکربن ندارد. اما همانند الگوی بلندمدت، در الگوی کوتاه‌مدت نیز متغیر روند زمانی، اثر مثبت و معنی‌داری بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارد. ضریب معنی‌دار و منفی متغیر مجازی کاهش مصرف انرژی ناشی از افزایش بهره‌وری، نشان دهنده ماندگاری اثر تغییرات ساختاری ایجاد شده در الگو تا یک دوره بعد است. ضریب تصحیح خطای برآورد شده برای مدل در سطح ۱٪ معنی‌دار و برابر ۰/۶۵۸۴۴۵۸- است. بدین مفهوم که در هر دوره ۶۵/۸۴ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای دستیابی

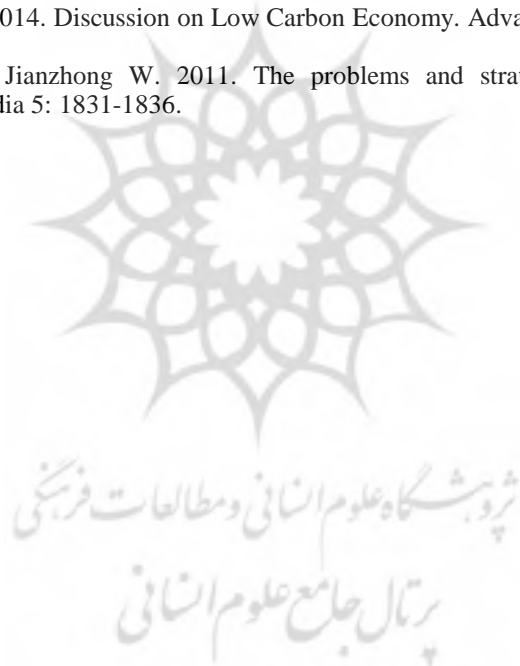
نتایج مطالعه نشان داد که باز بودن تجارت باعث افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن می‌شود. این امر ممکن است به دلیل تولید و صادر کردن کالاهای آلاینده و یا جذب صنایع، فناوری‌ها و یا روش‌های آلاینده اتفاق افتاده باشد و فرضیه پناهگاه آلودگی را تأیید می‌کند. بنابراین با محدود کردن تجارت به واردات کالاهایی که فرآیند تولیدشان بیشتر آلاینده است و صادرات کالاهایی که در فرآیند تولید خود، آلودگی کمتری ایجاد می‌کنند، می‌توان از آلودگی محیط‌زیست کاست. هم‌چنین در فرآیند تولید، با بهره‌گیری از فناوری‌های کم‌کربن و برنامه‌های تولید انرژی سبز می‌توان انتشار دی‌اکسیدکربن را به میزان قابل توجهی کاهش داد.

کاهش آلودگی محیط‌زیست در بخش کشاورزی ایران دارد و با توجه به تعریف این شاخص که به صورت نسبت اعتبارات بانکی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی تعریف شده است، به نظر می‌رسد که بخش خصوصی توانسته است از تسهیلات دریافتی در به‌کارگیری فن‌آوری‌های کمتر آلاینده و در جهت حفظ محیط‌زیست استفاده کند و اعتبارات دریافتی بخش خصوصی از بانک‌ها در طرح سرمایه‌گذاری برای پروژه‌های دوستدار محیط‌زیست موفق بوده است. بنابراین افزایش تخصیص اعتبارات بانکی به بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری در بخش انرژی‌های تجدیدپذیر و پروژه‌های سازگار با محیط‌زیست در بخش کشاورزی پیشنهاد می‌شود.

منابع

- 1- Aldy J.E. 2005. An environmental Kuznets curve analysis of U.S. state level carbon dioxide emission. *Journal of Environment & Development* 14: 48-72.
- 2- Cole M.A., Rayner A.J., and Bates J.M. 1997. The environmental Kuznets curve: an empirical analysis. *Journal of Environment and Development Economics* 2(4): 401-416.
- 3- Economic Time series database. Central bank of Islamic Republic of Iran. Available at <https://tsd.cbi.ir/Display/Content.aspx>.
- 4- Energy Balance Sheets, Different Years. Electricity and Energy Dept. Office of Planning for Electricity and Energy. Available at <http://pep.moe.gov.ir>.
- 5- Farhani S., Chaibi A., and Rault C. 2014. CO₂ emissions, output, energy consumption, and trade in Tunisia. *Econ Model* 38: 426-434.
- 6- Grossman G., and Krueger A.B. 1991. Environmental Impact of a North American Free Trade Agreement. Cambridge, National Bureau of Economic Research Working Paper.
- 7- Houshyar E., Dalgaard T., Tarazkar M.H., and Jorgensen U. 2015. Energy input for tomato production what economy says, and what is good for the environment. *Journal of Cleaner Production* 89: 99-109.
- 8- Hui Y., Cui-Xia L., Yao C., and Rao F. 2012. Developing potential of low-carbon agriculture in Heilongjiang province. *Journal of Northeast Agricultural University (English edition)* 19(1): 91-96.
- 9- Iwata H., Okada K., and Samreth S. 2009. Empirical study on the environmental Kuznets curve for CO₂ in France: The role of nuclear energy. *Journal of Energy Policy* 38(8): 4057-4063.
- 10- Jalil A., and Feridun M. 2011. The impact of growth, energy and financial development on the environment in China: a cointegration analysis. *Journal of Energy Economics* 33(2): 284-291.
- 11- Jinjun X. 2013. Low-Carbon Economics: Theory and application, Nagoya University, Japan. P. 1-17. (ed.) Part 1. Theories and Methodologies for the Low-Carbon Economy.
- 12- Lieb C.M. 2004. The environmental Kuznets curve and flow versus stock pollution: the neglect of future damages. *Journal of Environmental and Resource Economics* 29: 483-506.
- 13- Lotfalipour M.R., Falahi M.H., and Ashena M. 2011. Investigating the relationship between carbon dioxide emissions and economic growth, energy and trade in Iran. *Journal of Economic Researches* 46(1): 151-173. (In Persian)
- 14- Lotfalipour M.R., Fallahi M.A., and Bastam M. 2012. Evaluating environmental issues and forecasting carbon dioxide emissions in the Iran economy. *Journal of Applied Economic Studies* 3: 81-109. (In Persian)
- 15- Lotfalipour M.H., Falahati M.A., and Ismail Poor Moghadam H. 2014. The effect of economic growth, trade and financial development on the quality of environment in Iran (based on the composition index). *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research* 4(15): 61-76. (In Persian with English abstract)
- 16- Mahdavi A., and Amir Babaei S. 2015. The effect of financial development on the quality of environment in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development)* 4: 1-23. (In Persian)
- 17- Naucler T., and Enkvist P.A. 2009. Pathways to a Low-Carbon Economy, Version 2 of the Global Greenhouse Gas Abatement Cost Curve, McKinsey & Company.
- 18- Nikkhah A., Emadi B., and Firouzi S. 2015. Greenhouse gas emissions footprint of agricultural production in Guilan province of Iran. *Sustainable Energy Technologies and Assessments* 12: 10-14.
- 19- Ozturk I., and Acaravci A. 2013. The long run and causal analysis of energy, growth, openness and financial development on carbon emissions in Turkey. *Journal of Energy Economics* 36: 262-267.

- 20- Pesaran M.H., Shin Y., and Smith R.J. 1997. An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. Department of Applied Economics, University of Cambridge, England.
- 21- Rafindadi A.A. 2016. Revisiting the concept of environmental Kuznets curve in period of. energy disaster and deteriorating income: empirical evidenc from Japan. *Energy Policy* 94: 274-84.
- 22- Selden T.M., and Song D. 1994. Environmental quality and development is there a Kuznets curve for air pollution: emissions? *Journal of Environmental Economics and Management* 27(2): 147-162.
- 23- Shafik N .1994. Economic development and environmental quality: an econometric analysis. *Journal of Oxford Economic Papers* 46: 757-773.
- 24- Shahbaz M., Tiwari A.K., and Nasir M. 2013a. The effect of financial development, economic growth, coal consumption and trade othpenness on co₂ emissions in South Africa. *Energy Policy* 61: 1452-1459.
- 25- Shahbaz M., Solarin S. A., Mahmood H. and Arouri M. 2013b. Does financial development reduce co₂ emissions in Malaysian economy? A time series analysis. *Journal of Economic Modelling* 35: 145-152.
- 26- Shahzad S.J.H., Kumar R.R., Zakaria M., and Hurr M. 2017. Carbon emission, energy consumption, trade openness and financial development in Pakistan: a revisit. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 70: 185-192.
- 27- Song T., Zheng T., and Tong L. 2008. An empirical test of the environmental Kuznets curve in China: a panel cointegration approach. *Journal of Economic Review* 19(3): 381-392.
- 28- Tashkini A. 2006. *Microfit Application Econometrics*, Dibagaran Art & Cultural Institute, Tehran.
- 29- Torabi T., Khajuipour A., Tariqi S., and Pakravan M.R. 2015. The effect of energy consumption, economic growth and foreign trade on greenhouse gas emission in Iran. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, Year 9, 1(29): 63-84. (In Persian)
- 30- Wang A., and Zhang X.Q. 2014. *Discussion on Low Carbon Economy*. Advanced Materials Research, Trans Tech Publ.
- 31- Xin X., Yuding W., and Jianzhong W. 2011. The problems and strategies of the low carbon economy development. *Energy Procedia* 5: 1831-1836.





Approaches to Low-Carbon Agriculture in Iran

A. Nikoukar^{1*} - I. Tajnia²

Received: 20-01-2019

Accepted: 22-07-2019

Introduction: The concept of low-carbon economy postulates the consumption of less natural resources and causing less environmental pollution, while gaining more economic efficiency. According to the concept of low-carbon economy, low carbon agriculture is a specific model of agricultural production operations with both the lowest greenhouse gas emissions and maximum economic benefits having which has three characteristics including lower energy consumption, lower greenhouse gas emissions and lower pollution. Therefore, this research studies the approaches to low-carbon agriculture in Iran

Materials and Methods: In this research, energy consumption and consequently economic growth, which is expected to play a role in carbon emissions, other macroeconomic variables such as trade openness and financial development have been used. The estimated model of the research is linear-logarithmic based on Shahzad et al (2017). For this purpose, the ARDL and ECM patterns and the time series data of 1989-2014 have been used in current study. The data related to carbon dioxide emissions and energy consumption have been collected from the energy balance sheet of the Ministry of Energy, The data related to financial development have been collected from World Bank, Value Added of agriculture section Growth Ratio and Trade Openness data have been gathered from Central Bank of the Islamic Republic of Iran. Eviews9 software has been used to analyze the results.

Results and Discussion: Statistically significant impact of energy consumption logarithm and energy consumption logarithm square on carbon dioxide emissions at the level of 1% in the long run has been revealed by the results. The positive amount of energy consumption and negative amount of the square of energy consumption indicates a U-shaped inverted relationship between energy consumption and carbon dioxide emissions. The energy consumption threshold in the agricultural sector is 46.98 million barrels of crude oil, while the actual maximum energy consumption is 50.26 million barrels of crude oil. So the agricultural sector's performance is now above the mentioned level, then it is expected to reduce carbon emissions by technological improvements while increasing energy consumption. The coefficient of financial development variable in the long run is -0.014169. The financial development efficiency index is considered as national development variable which means each one percent of increase in bank credits allocated to the private sector will reduce about 1.02 ton of carbon dioxide. The coefficient of trade openness variable is 0.010443 in long run. Whereas the trade openness index is considered as the ratio of the total value of exports and imports to gross domestic product, so every one percent increase in the volume of exchanges to gross domestic product leads to a 1.01 ton increase in carbon dioxide and pollution which confirms the hypothesis. The growth rate of value added of agriculture section in the long run does not have any effect on carbon dioxide emissions. In the short run, the coefficient of trade openness is 0.00581. In other words, one percent increase in the ratio of international trade to GDP will increase about one ton of carbon dioxide emissions. The growth rate of value added of agriculture section, financial development, and the first lag of financial development in short run have no effect on carbon dioxide emissions.

Conclusion: The results indicated a long-term U-shaped inverted relationship between carbon emissions and energy consumption in this sector. The maximum energy consumption threshold was also equivalent to 46.98 billion barrels of crude oil. At present, performance of the sector is on downward, and carbon emissions are expected to gradually decrease by the technological improvement as energy consumption increases. Higher level of the energy consumption than the threshold level indicates that technology effect dominates the scale and composition effects. The results shows that the growth rate of value added of agriculture section in long and short run did not affect carbon emissions. Moreover, in the long run, financial development has negative effect on carbon emissions while in the short run financial development has no effect on carbon emissions. But the

1 and 2- Associate Professor and M.Sc. Graduate of Agricultural Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran .P.O.Box:19395-4697

(*- Corresponding Author Email: anikoukar57@gmail.com)

effect of trade openness index on carbon emissions in the long and short run is positive. According to the results of the study, increasing the volume of credits to the private sector will help reduce carbon emissions. It is also proposed to change the pattern of trade considering the environmental advantages and the use of green energy programs to reduce carbon emissions.

Keywords: ARDL model, Carbon dioxide, Energy consumption, Iran, Low carbon agriculture

