تأثیر تمرکززدایی مالی بر آلودگی هوا در ایران در قالب یک الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)

ابوالقاسم گل‌خندان[۱*]

۱* - گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران

تاریخ دریافت: مرداد ۱۳۹۸ تاریخ پذیرش: آبان ۱۳۹۸

چکیده

از دیدگاه مالی، تمرکززدایی، انتقال مدیریت منابع و انجام مخارج از دولت مرکزی به دولت‌های محلی است. بسیاری از مطالعات تجربی پیشین، اجرای تمرکززدایی مالی را یکی از عوامل بهبود و یا تخریب محیط زیست بیان می‌کنند. بر این اساس، هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر شاخص‌های تمرکززدایی مالی بر آلودگی هوا در کشور ایران است. این مطالعه با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۱ به بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین آلودگی هوا، شاخص‌های تمرکززدایی مالی، رشد اقتصادی، مصرف انرژی و حجم تجارت پرداخته است. به این منظور از آزمون هم‌جمعی (هم‌انباشتگی) یوهانسن-یوسلیوس و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) استفاده شده است. هم‌چنین، تحلیل داده‌ها و نتایج به کمک نرم‌افزار Eviews انجام شده است. براساس نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل به روش VECM، تمرکززدایی مالی درآمد، تمرکززدایی مالی مخارج، تمرکززدایی مالی قدرت خودگردانی، رشد اقتصادی، مصرف انرژی و حجم تجارت، انتشار گاز Co_2 را در بلندمدت و کوتاه‌مدت افزایش می‌دهد. یک درصد افزایش در شاخص‌های تمرکززدایی مالی، به‌طور متوسط انتشار گاز Co_2 را در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌ترتیب ۰/۱۴ و ۰/۰۸ درصد افزایش می‌دهد. بر این اساس اتخاذ سیاست‌های مناسب همگام با فراهم‌کردن بسترهای لازم جهت گسترش تمرکززدایی مالی، به‌منظور کنترل آلودگی هوا در کشور ضروری است.

واژه‌های کلیدی: آلودگی هوا، تمرکززدایی مالی، ایران، الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)

* پست الکترونیکی نویسنده مسؤول: golkhandana@gmail.com

مقدمه

آلودگی هوا از عوامل متعددی ناشی می‌شود. بر اساس مبانی نظری برخی از مهم‌ترین این عوامل عبارت‌اند از: رشد اقتصادی، مصرف انرژی، جمعیت، حجم تجارت و صنعتی‌شدن.

یکی از متغیرهای مؤثر بر آلودگی هوا، که به‌تازگی مورد توجه تجربی محققان قرار گرفته، «تمرکززدایی مالی»[1] است. از دیدگاه مالی، تمرکززدایی، انتقال مدیریت منابع و انجام مخارج از دولت مرکزی به دولت‌های محلی است. به‌عبارت دیگر، تمرکززدایی مالی، واگذاری اختیارات از دولت مرکزی به دولت‌های محلی، به‌منظور ایجاد درآمد و انجام مخارج و تصمیم‌گیری پیرامون آن‌ها برای اجرای وظایف محوله را شامل می‌شود. در تمرکززدایی مالی این اعتقاد وجود دارد که به دولت‌های محلی قدرت وضع مالیات و مسؤولیت انجام مخارج مختلف واگذار شود و به آن‌ها اجازه داده شود تا در خصوص میزان و ساختار بودجه‌های خود تصمیم‌گیری نمایند. در تمرکززدایی مالی، منابع مالی معین برای هزینه‌شدن، به سطوح مختلف دولت‌های محلی تخصیص می‌یابد و یکی از اهداف اصلی از آن، ایجاد رابطه نزدیک‌تر بین دولت و مردم در انجام وظایف اقتصادی است (گل‌خندان و محمدیان منصور، ۱۳۹۵).

در طول سال‌های اخیر بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه به‌پیروی از کشورهای توسعه‌یافته، به سیاست تمرکززدایی مالی روی آورده و به‌نوعی تمرکززدایی مالی را اعمال نموده‌اند. توجه فزاینده به مقوله تمرکززدایی مالی را می‌توان در علل مختلفی مانند افزایش رفاه و کارایی در بخش‌های مختلف و در نهایت رشد اقتصادی بالاتر جستجو کرد (علیزاده و گل‌خندان، ۱۳۹۴). در ادبیات اقتصادی نیز، تئوری‌های تمرکززدایی در راستای افزایش بهره‌وری و کارایی دولت‌ها و گسترش تعادل و توازن منطقه‌ای مورد توجه قرار گرفته است و آن را به‌عنوان یکی از ابزارهای اساسی گذار به اقتصاد مبتنی‌بر بازار در کشورهای درحال‌توسعه معرفی می‌کنند (غفاری‌فرد و صادقی شاهدانی، ۱۳۹۱).

یکی از مهم‌ترین منافع تمرکززدایی مالی، افزایش کارایی است که بر پایه «فرضیهٔ گوناگونی»[2] و یا «قضیه تمرکززدایی» بنا نهاده شده است. بر این اساس، تولید سطوح یکسان کالاها و خدمات عمومی در همه محل‌ها، به‌طور کلی ناکارا است (Oates, 1993). زیرا ترجیحات مصرف‌کنندگان برای یک کالا یا خدمت معین متفاوت است. ازاین‌رو، دولت‌های محلی با توجه به نزدیکی مردم هر منطقه، نسبت به دولت مرکزی بهتر می‌توانند سلایق و خواسته‌های مصرف‌کنندگان را تشخیص داده و منافع عمومی را به‌صورت کاراتر تخصیص دهند (Martinez Vazquez & Mc Nab, 2003).

تمرکززدایی مالی بر انتقال مسؤولیت‌ها از دولت مرکزی به دولت‌های محلی همراه با پاسخ‌گویی در آن‌ها دلالت دارد؛ از این‌رو نه‌تنها برای دولت‌های محلی انگیزه‌ای ایجاد می‌شود که ترجیحات ساکنان مناطق را در نظر بگیرند، بلکه با ایجاد نوآوری‌ها و زمینه‌های خلاقیت در تولید کالاها و خدمات عمومی، هزینه‌های تولید را کاهش و کیفیت آن‌ها را افزایش دهد (Bossert & Mitchell, 2011). با این وجود مطالعات پیشین نشان می‌دهند که ضعف‌های مدیریتی، از جمله کم بودن تخصص محلی در مدیریت، پاسخ‌گویی و مشارکت ضعیف محلی، رعایت منافع شخصی و انتخاب نامناسب محلی بین عملکردهای مختلف و منابع مالی محدود، منجر به عدم کارایی در تخصیص منابع شود و تأثیر تمرکززدایی مالی را بر برون‌داده‌های مورد بررسی تضعیف کند (Soto *et al.*, 2012).

به‌طور کلی تأثیر تمرکززدایی مالی بر آلودگی هوا را می‌توان به دو صورت مستقیم و غیرمستقیم بررسی کرد. تمرکززدایی مالی، به‌دلیل ایجاد رقابت برای سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی بالاتر، منجر به عدم توجه دولت‌های محلی به سیاست‌های زیست‌محیطی می‌شود. به‌عبارتی، برای ارزیابی و ارتقای دولت‌های محلی، دولت مرکزی از نرخ رشد اقتصادی محلی و درآمدهای جمع‌آوری‌شده استفاده می‌کند. بنابراین طبیعی است که مقامات محلی همه

1. Fiscal Decentralization

2. Diversification Hypothesis

سرمایه‌گذاری را به‌جای کنترل آلودگی، بر افزایش رشد اقتصادی قرار دهند (He, 2015 و خانزادی و همکاران، ۱۳۹۷). در مقابل، تمرکززدایی مالی می‌تواند به‌طور غیرمستقیم و از طریق بهبود کیفیت نهادها (مانند: کنترل فساد، دموکراسی و حاکمیت قانون)، آلودگی هوا را کاهش دهد. با بهبود کیفیت نهادها، می‌توان انتظار داشت که منافع عمومی مردم بیشتر مورد توجه قرار گیرد و کیفیت محیط زیست به‌عنوان یک کالای عمومی افزایش یابد (Kane, 1993).

ژانگ و همکاران[1] (۲۰۱۱) نشان داده‌اند که اعمال سیاست تمرکززدایی مالی در کشور چین، سبب افزایش انتشار گاز کربن دی‌اکسید می‌شود و این سیاست برای محیط‌زیست مشکل‌ساز است. فرزانگان و منال[2] (۲۰۱۲) اثرات مستقیم و غیرمستقیم تمرکززدایی مالی را بر آلودگی هوا در ۸۰ کشور جهان طی سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۷۰ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تمرکززدایی مالی، آلودگی هوا را افزایش می‌دهد. با این حال اگر کیفیت نهادهای دولتی در تنظیم مقررات زیست‌محیطی مطلوب باشد، می‌توان از اثرات زیان‌بار آلودگی هوا جلوگیری کرد. هی (۲۰۱۵) تأثیر تمرکززدایی مالی را بر آلودگی زیست‌محیطی در استان‌های کشور چین و طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۵ بررسی کرده است. نتایج این مطالعه در قالب داده‌های ترکیبی و با استفاده از روش SGMM نشان می‌دهد که شاخص‌های تمرکززدایی مالی درآمد و مخارج اثر معناداری بر انتشار آلودگی ندارند؛ اما این شاخص‌ها تأثیر مثبت و معناداری برهزینه‌های کاهش آلودگی‌خواهند داشت. ژان و همکاران[3] (۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های ترکیبی ۲۹ استان کشور چین طی سال‌های ۲۰۱۲- ۱۹۹۵ نشان داده‌اند که اعمال سیاست تمرکززدایی مالی به‌طور قابل‌توجهی سبب انتشار گاز کربن‌دی‌اکسید می‌شود.

در تنها مطالعه داخلی انجام‌شده در این راستا، خانزادی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی سیاست‌های تمرکززدایی مالی و پیامدهای زیست‌محیطی ناشی از آن در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۴ پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل‌های این تحقیق به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته نشان می‌دهد تمرکززدایی مالی درآمدی، رابطه منفی و معنادار و تمرکززدایی هزینه‌ای، رابطه مثبت و معنادار با انتشار آلودگی دارد.

کشور ایران در چند دهه گذشته گرایشی پیوسته به تمرکز یافتن و افزایش نقش دولت در اقتصاد داشته است. با افزایش شدید درآمدهای نفتی در نیمه اول دهه ۱۳۵۰، از یک‌سو، مالیات‌ها موضوعیت خود را به‌عنوان منبع اصلی درآمدهای دولت از دست داد و از سوی دیگر، بخش خصوصی نوپا برای سرمایه‌گذاری به دولت وابسته‌تر شد و نتوانست در عرصه فعالیت‌های اقتصادی به‌صورت مستقل عمل نماید. گرچه پس از پیروزی انقلاب، به‌دلیل وقوع جنگ تحمیلی کم‌وبیش این سیاست دنبال شد، اما در دوره پس از جنگ، در برنامه‌های دوم، سوم، چهارم و پنجم پنج‌ساله توسعه کشور، بحث تمرکززدایی به‌عنوان یکی از ابزارهای اساسی گذار به اقتصاد مبتنی بر بازار مطرح و به‌عنوان عامل مهم در افزایش رشد اقتصادی و کارایی بخش دولتی تلقی شده است و با ایجاد شورای برنامه‌ریزی و توسعه استان‌ها و نظام درآمد- هزینه استانی در برنامه سوم، چهارم و پنجم توسعه کشور، گام های اساسی در جهت گسترش تمرکززدایی در ایران برداشته شد. در برنامه دوم، موضوع تمرکززدایی به روشنی و صراحت منعکس شد؛ به‌طوری که ذیل تبصره ۲ این قانون دولت موظف شده است در جهت اجرای سیاست‌های تمرکززدایی مالی و افزایش نقش استان‌ها در اجرای برنامه‌های توسعه، بودجه استان‌ها شامل درآمدهای استانی، سهم هر استان از درآمدهای ملی و اعتبارات جاری و عمرانی را در پیوست جداگانه‌ای به همراه لایه بودجه تقدیم مجلس کند. علاوه بر آن، به‌تدریج تا پایان برنامه عمرانی دوم، کلیه طرح‌هایی را که ماهیت استانی دارند از فهرست طرح‌های ملی حذف و در بودجه استان‌ها منظور نماید و لایحه درآمدهای جدید هر یک از استان‌ها را تقدیم مجلس نماید. در ذیل ماده ۷۰ برنامه سوم نیز مسؤولیت هدایت، هماهنگی و نظارت در امور برنامه‌ریزی و توسعه و عمران استان‌ها به عهده شورای

1. Zhang *et al*.
2. Farzanegan and Mennel
3. Zhan *et al.*

برنامه‌ریزی و توسعه استان نهاده شد. همانند برنامه دوم، در این برنامه نیز تخصیص درصد مشخصی از از درآمدهای واریزی به خزانه معین هر استان در قالب بودجه سنواتی به تأمین عمرانی همان استان تصریح شده است. در برنامه چهارم توسعه علاوه بر لحاظ موارد مذکور در برنامه‌های پیشین توسعه، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور مکلف شد هنگام تنظیم بودجه سالانه، درآمدها و واگذاری دارایی‌های استانی پیش‌بینی‌شده توسط شورای برنامه‌ریزی و توسعه استان‌ها را در قالب ردیف‌ها و عناوین مستقل مشخص نموده و به تفکیک هر استان ابلاغ نماید. برنامه پنجم توسعه نیز هم‌سو با سایر برنامه‌های توسعه، سیاست‌های تمرکززدایی و افزایش نقش استان‌ها را مدنظر قرار داده است؛ اما یکی از نقاط مثبت این برنامه، محدود کردن بخشودگی و تخفیف حقوق و عوارض‌شهرداری‌هاست که این امر به منزله رفع یکی از چالش‌های تأمین مالی شهرداری‌ها به‌عنوان مصادیق دولت‌های محلی است. البته بایستی توجه کرد که تدوین آیین‌نامه‌های اجرایی متناسب با ظرفیت‌های استانی و نیز، تقویت یا تأسیس نهادهای تصمیم‌سازی، تصمیم‌گیری اجرایی و مشورتی در لایه‌های پایین‌تر از دولت ملی یا مرکزی، شرط لازم برای تمرکززدایی مالی است.

حال با توجه به توضیحات فوق، سؤالی که مطرح می‌شود آن است که آیا اعمال سیاست تمرکززدایی مالی در ایران، کاهش آلودگی هوا را به همراه خواهد داشت؟ بر این اساس، در این مقاله بر آن شدیم تا با استفاده از ابزارهای نوین اقتصادسنجی، تأثیرگذاری شاخص‌های مختلف تمرکززدایی مالی (اعم از تمرکززدایی مالی درآمد، مخارج و قدرت خودگردانی) را بر انتشار گاز کربن دی‌اکسید (شاخص آلودگی هوا) در کشور، مورد ارزیابی تجربی قرار دهیم.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه به‌منظور بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر انتشار گاز کربن دی‌اکسید در ایران از مدل کلی زیر استفاده شده است:

$$\ln(co_2)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(fd)_t + \sum_{m=2}^{M+1} \beta_m \ln(Control)_t + \varepsilon_t \quad , M \geq 1 \qquad (۱)$$

که در رابطه فوق:

ln: لگاریتم طبیعی؛ Co_2: میزان انتشار گاز کربن دی‌اکسید، t: دوره‌ی زمانی (۱۳۹۳-۱۳۷۱)، β_i: ضرایب برآوردی، fd: شاخص اندازه‌گیری تمرکززدایی مالی، M: تعداد متغیرهای کنترل، Control: متغیرهای کنترل مؤثر بر Co_2 و ε جمله خطاء تصادفی است.

در این مطالعه به‌منظور اندازه‌گیری تمرکززدایی مالی، از سه شاخص: تمرکززدایی مالی درآمد (fd_{re})، تمرکززدایی مالی مخارج (fd_{ex}) و تمرکززدایی مالی قدرت خودگردانی[1] (fd_{ap}) استفاده شده است. این شاخص‌ها بر حسب درصد و به‌صورت روابط زیر برای هر سال تعریف و محاسبه شده‌اند:

$$fd_{re} = \frac{\text{درآمد استان‌ها}}{\text{مجموع درآمدهای کل کشور}} \times 100 \qquad (۲)$$

$$fd_{ex} = \frac{\text{مخارج استان‌ها}}{\text{مجموع مخارج کل کشور}} \times 100 \qquad (۳)$$

$$fd_{ap} = \frac{\text{درآمد استان‌ها}}{\text{مخارج استان‌ها}} \times 100 \qquad (۴)$$

هم‌چنین، متغیر وابسته Co_2، به‌صورت میزان انتشار سرانه دی‌اکسید کربن (و بر حسب متریک تن) مورد استفاده قرار گرفته است.

Co_2 در دنیای واقع تحت تأثیر طیف گسترده‌ای از تعیین‌کننده‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی است که هر یک سهمی در توضیح تغییرات آن دارد. لذا تمرکززدایی مالی به‌تنهایی نمی‌تواند تغییرات Co_2 را

۱. قدرت خودگردانی مفهومی مهم در تمرکززدایی مالی است و به این معناست که هزینه‌های استانی هرچه بیش‌تر از محل درآمدهای استانی تأمین شوند.

توضیح دهد. بر این اساس به‌منظور افزایش قدرت توضیح‌دهندگی مدل و هم‌چنین جلوگیری از تورش تصریح مدل و با توجه به اصل قلت پارامترهای توضیحی، رضایت‌بخش بودن آزمون‌های تشخیصی، معناداری و علامت ضرایب برآوردی، مطالعات تجربی داخلی انجام‌شده در زمینه عوامل مؤثر بر Co_2 مانند مطالعه پهلوانی و همکاران (۱۳۹۳) و محدودیت‌های آماری، از بین متغیرهای مختلف مؤثر بر Co_2، متغیرهای درآمد سرانه (y) (که به‌وسیله متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه (پروکسی رشد اقتصادی) به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۰ و بر حسب دلار آمریکا اندازه‌گیری شده است)، سرانه مصرف انرژی (ec) (بر حسب کیلوگرم معادل نفتی) و درجه بازبودن تجاری (open) (سهم مجموع صادرات و واردات از تولید ناخالص داخلی و بر حسب درصد) به‌صورت متغیرهای کنترل و دیگر متغیرهای توضیحی به مدل اضافه شده‌اند. بر این اساس، مدل نهایی تحقیق به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\ln(co_2)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(fd)_t + \beta_2 \ln(y)_t + \beta_3 \ln(ec)_t + \beta_4 \ln(open)_t + \varepsilon_t \quad (۵)$$

از آن‌جا که اقتصاد ایران همانند بیش‌تر کشورهای درحال‌توسعه در قسمت صعودی منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) قرار دارد و رشد اقتصادی بالاتر در این کشور مستلزم تخریب بیش‌تر محیط‌زیست و آلودگی هواست؛ انتظار برآنست که علامت ضریب برآوردی درآمد سرانه منفی باشد؛ یعنی $\beta_2 < 0$.

در مورد علامت ضریب مصرف انرژی نیز بر اساس نتایج تقریباً تمام مطالعات تجربی انتظار برآنست که مثبت باشد؛ یعنی $\beta_3 > 0$.

در مورد درجه بازبودن تجاری بایستی گفت که چون کشور ایران با توجه به مواهب طبیعی انرژی نفت و از در کشور و نبود قوانین زیست‌محیطی جدی و بسیاری مزیت‌های اقتصادی دیگر به‌سمت تولید کالاهای کثیف و آلاینده پتروشیمی و پالایشگاهی حرکت کرده و در تولید این کالاها در صادرات مزیت نسبی یافته است (پهلوانی و همکاران، ۱۳۹۳)؛ انتظار غالب بر آنست که اثرگذاری این متغیر بر آلودگی هوا مثبت باشد؛ یعنی $\beta_4 > 0$.

شایان ذکر است که با توجه به این‌که در این تحقیق سه شاخص برای اندازه‌گیری تمرکززدایی مالی مورد استفاده قرار گرفته است، در مجموع سه معادله برآوردی خواهیم داشت. بر این اساس می‌توان استحکام و ثبات علامت متغیرهای کنترل را نیز نسبت به تغییر شاخص تمرکززدایی مالی مدل، به‌منظور حصول به نتایج قابل اعتماد مورد بررسی قرار داد.

منبع داده‌های آماری متغیرهای تحقیق، شاخص‌های توسعه جهانی[1] (WDI) متعلق به بانک جهانی و سازمان برنامه و بودجه می‌باشد. در جدول ۱، آمار توصیفی متغیرها ارائه شده است.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرها

شاخص آماری	متغیر						
	Co_2	fdre	fd_{ex}	fd_{ap}	y	ec	open
	مقدار شاخص آماری متغیر						
میانگین	۶/۹۱	۰/۲۰	۰/۲۲	۱/۱۵	۵۳۹۴/۲۲	۲۴۷۱/۱۱	۴۳/۸۲
میانه	۷/۱۸	۰/۱۹	۰/۱۵	۱/۲۳	۵۶۰۵/۲۸	۲۵۹۲/۱۹	۴۳/۰۹
حداکثر	۹/۹۶	۰/۳۴	۰/۲۸	۱/۵۵	۷۱۷۹/۰۶	۳۵۷۷/۲۵	۵۶/۰۵
حداقل	۳/۹۲	۰/۱۰	۰/۰۹	۰/۷۳	۳۸۸۰/۴۹	۱۳۸۸/۶۳	۲۹/۲۳
انحراف معیار	۱/۸۶	۰/۲۴	۰/۳۲	۱/۰۸	۱۱۱۶/۵۱	۶۷۴/۸۷	۷/۲۱
چولگی	-۰/۰۷	۳/۷۵	۴/۸۸	۰/۰۸	۰/۰۰۹	-۰/۰۰۸	-۰/۱۹
کشیدگی	۱/۸۳	۱/۴۴	۲/۶۸	۳/۲۵	۱/۵۴	۱/۷۱	۲/۲۹
حجم کل نمونه: ۱۱۵	مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews9.0.						

1. World Development Indicators

در این مطالعه جهت شناسایی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از روش هم‌انباشتگی[1] (هم‌جمعی) یوهانسن - یوسلیوس[2] (۱۹۹۰) و بعد از تعیین رابطه بلندمدت بین متغیرها، به‌منظور بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها از الگوی تصحیح خطای برداری[3] (VECM) استفاده شده است. هم‌انباشتگی به این معناست که بین دو متغیر که هر یک به‌تنهایی ناماناست، یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. به‌علاوه متغیرهای هم‌انباشته دارای یک الگوی تصحیح خطا نیز هستند که بیان‌گر رابطه کوتاه‌مدت بین آن‌هاست. در عمل استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی از روش‌های مختلفی مثل انگل - گرانجر[4] و انگل - یو[5] نیز امکان‌پذیر است، اما روش یوهانسن - یوسلیوس به‌عنوان روش برتر می‌تواند روابط بلندمدت را در صورت وجود دو یا چند متغیر شناسایی و تعیین کند (Enders, 1995). این روش مبتنی بر یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) است که در آن تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی از طریق حداکثر راست‌نمایی صورت می‌گیرد.

یک الگوی VAR که دارای n متغیر درونزا و k وقفه زمانی برای هر متغیر است، در شکل ماتریسی به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$x_t = A_0 + \sum_{j=1}^{k} A_j x_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

در این رابطه، A_0 بردار (n×1) ضرایب ثابت و x_t بردار (n×1) مربوط به متغیرهای الگو، A_j ماتریس (n×n) ضرایب الگو و ε_t بردار مربوط به جملات اخلال الگو است. اکنون برای پیونددادن رفتار کوتاه‌مدت x_t به مقادیر تعادلی بلندمدت آن، می‌توان رابطه (۶) را در قالب VECM به‌صورت زیر درآورد:

$$\Delta x_t = A_0 + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + \prod x_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

که در رابطه فوق Δ نشان‌گر تفاضل مرتبه اول و:

$$\Gamma_j = -I + \sum_{j=1}^{k-1} A_j \quad , \quad \prod = -I + \sum_{j=1}^{k} A_j$$

ماتریس Π حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است. (به‌شرط آن‌که این ماتریس دارای رتبه کامل نباشد). در واقع $\Pi = \alpha\beta'$ است که در در آن α ضرایب تعدیل عدم تعادل و نشان‌دهنده سرعت تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت و β ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلندمدت است (نوفرستی، ۱۳۸۹). با تعیین رتبه این ماتریس می‌توان تعداد بردارهای هم‌انباشتگی را تعیین کرد.

روش حداکثر درست‌نمایی یوهانسن - یوسیلیوس با استفاده از دو آماره آزمون اثر[6] (λ_{Trace}) و حداکثر مقادیر ویژه[7] (λ_{Max}) رابطه یا روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو را تعیین می‌کند. آماره اول مربوط به آزمون این فرض است که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی کم‌تر و یا مساوی r است. فرض رقیب در این حالت آنست که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی بزرگ‌تر از r است. آماره دوم مربوط به آزمون این فرض صفر است که تعداد بردارهای هم‌انباشتگی برابر r می‌باشد. فرض رقیب در این حالت آنست که تعداد این بردارها مساوی r+1 است. پس می‌توان گفت نقطه آغاز این روش برای آزمون و تعیین روابط هم‌انباشتگی، برآورد الگوی تصحیح خطای برداری است. شایان ذکر است برای تجزیه و تحلیل‌های آماری و اقتصادسنجی در این مطالعه از نرم‌افزار Eviews9.0 استفاده شده است. این نرم‌افزار به‌دلیل سهولت استفاده، دقت بالا و امکانات فراوان در تحلیل‌های سری‌زمانی به‌ویژه الگوهای خودرگرسیون برداری (VAR) و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) اهمیت بسیاری دارد (پاشایی‌فام و امیدی‌پور، ۱۳۸۸).

1. Co-integration
2. Johansen-Juselius
3. Vector Error Correction Model
4. Engle-Granger
5. Engle-Yoo
6.Trace Test
7. Maximum Eigen Value Test

نتایج

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فروض مانایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی‌بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد. از این‌رو، قبل از استفاده از این متغیرها لازم است تا نسبت به مانایی و نامانایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. به‌منظور بررسی مانایی متغیرها، روش‌های متعددی وجود دارد که روش دیکی‌فولر تعمیم‌یافته[1] (ADF) از عمومیت بیش‌تری نسبت به روش‌های دیگر برخوردار است. اما در خصوص این روش، ذکر این نکته ضروری است که توان اندکی دارد؛ به این معنا که ممکن است یک سری‌زمانی مانا باشد، اما این آزمون نتواند این موضوع را نشان دهد. هم‌چنین، در مواردی که شکست ساختاری در فرآیند داده‌ها وجود دارد، ممکن است آزمون ADF با ارائه نتیجه اشتباه، سری مانا را نامانا جلوه دهد (Ozdamar, 2015). از این‌رو، به‌منظور افزایش دقت نتایج تحقیق از روش ارائه‌شده توسط کوایتکوسکی، فیلیپس، اشمیت و شین[2] (KPSS) برای آزمون مانایی متغیرها استفاده شده است. در آزمون KPSS به‌منظور افزایش توان آزمون، نسبت به آزمون مانایی ADF، فرضیه H_0 به‌صورت مانایی سری‌زمانی در نظر گرفته شده است. در واقع، این روش مبتنی‌بر رگرسیون پسماندهای حاصل از تخمین OLS سری زمانی Y_t بر $\acute{X}_t$ می‌باشد:

$$Y_t = \acute{X}_t + \varepsilon_t \quad (۸)$$

تابع آزمون ارائه‌شده توسط KPSS از نوع LM[3] می‌باشد و دارای توزیع کای‌دو است:

$$LM = \sum_t \frac{S(t)^2}{T^2 f_0} \quad \text{where} \quad S(t) = \sum_{i=1}^{t} e_i \quad (۹)$$

که در آن e_i باقیمانده معادله دیکی‌فولر می‌باشد. نتایج این آزمون، با فرض وجود متغیرهای عرض از مبدأ (C) و عرض از مبدأ و روند زمانی (C+T) و به‌تفکیک سطح و اولین تفاضل، در جدول ۲ ارائه شده است. با توجه به مقدار آماره آزمون KPSS و مقدار بحرانی این آزمون در سطح ۵ درصد، نتیجه می‌گیریم که در هر دو حالت C و C+T، کلیه متغیرها در سطح نامانا می‌باشند. اما با یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند؛ بنابراین، کلیه متغیرها از درجه مانایی واحد یعنی I(1) برخوردارند.

جدول ۲- نتایج آزمون مانایی KPSS

متغیر	سطح		اولین تفاضل		درجه مانایی
	C	C & T	C	C & T	
$\ln(Co_2)$	۰/۶۷۱	۰/۱۶۱	۰/۲۶۸	۰/۰۸۸	I(1)
$\ln(fd_{re})$	۰/۸۸۲	۰/۲۸۲	۰/۳۰۱	۰/۱۱۵	I(1)
$\ln(fd_{ex})$	۰/۵۲۱	۰/۱۶۱	۰/۱۴۸	۰/۰۷۹	I(1)
$\ln(fd_{ap})$	۰/۷۵۸	۰/۲۵۱	۰/۲۲۶	۰/۱۰۱	I(1)
ln(y)	۰/۶۱۹	۰/۲۲۲	۰/۲۲۴	۰/۱۱۹	I(1)
ln(ec)	۰/۶۷۹	۰/۱۵۵	۰/۱۴۹	۰/۰۵۸	I(1)
ln(open)	۰/۴۸۵	۰/۱۴۹	۰/۱۲۸	۰/۰۷۱	I(1)

مقدار بحرانی آزمون در سطح ۵ درصد، با عرض از مبدأ، برابر با ۰/۴۶۳ و با عرض از مبدأ و روند زمانی، برابر با ۰/۱۴۶ است.

تحلیل‌های هم‌انباشتگی یوهانسن-یوسلیوس مستلزم تعیین طول وقفه بهینه در الگوی VAR است. برای تعیین طول وقفه بهینه معیارهای گوناگون و مختلفی وجود دارد که در این مطالعه از معیار شوارتز[4] (SC) استفاده شده است؛ چراکه این معیار از اصل صرفه‌جویی[5] پیروی می‌کند و برای تعداد داده‌های کم (مانند مطالعه حاضر) مناسب‌تر است. نتایج مطالعه ایوانو و کیلیان[6] (۲۰۰۵) نیز نشان داده است که مناسب‌ترین معیار برای الگوهایی با حجم نمونه کم‌تر از ۱۲۰، معیار شوارتز می‌باشد. نتایج محاسبه این معیار با توجه به شاخص‌های تمرکززدایی مالی در جدول ۳ آمده است. با توجه به این‌که در مطالعه حاضر حجم نمونه کوچک است و انتخاب تعداد وقفه‌های بالا درجه آزادی را به‌شدت کاهش می‌دهد، حداکثر دو وقفه برای آزمون تعیین شده است. بر اساس نتایج جدول ۳، وقفه بهینه در هر سه مدل، ۱ انتخاب می‌شود.

1. Augmented Dicky-Fuller
2. Kwiatkowski-Phillips-Schmit-Shin
3. Lagrange Multiplier
4. Schwarz information Criterion
5. Parsimony
6. Ivanov and Kilian

جدول۳- نتایج تعیین وقفهٔ بهینه مدل در الگوی VAR

طول وقفه	شاخص تمرکززدایی مدل		
	fd_{re}	fd_{ex}	fd_{ap}
	مقدار معیار شوارتز		
۰	۲/۹۶۴	۲/۷۲۱	۲/۷۸۸
۱	-۵/۵۴۱*	-۴/۸۸۴*	-۵/۲۲۱*
۲	-۵/۱۵۱	-۴/۶۶۵	-۴/۹۶۴

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews9.0.

حال با استفاده از روش یوهانسن- یوسلیوس به برآورد ضرایب بلندمدت الگو می‌پردازیم. بدین منظور ابتدا می‌بایست با استفاده از آماره آزمون اثر (λ_{Trace}) و آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه (λ_{Max}) تعداد بردارهای هم‌انباشت‌کننده را مشخص نماییم. در این آزمون‌ها، زمانی فرضیه صفر وجود r بردار هم‌جمعی پذیرفته می‌شود که آماره آزمون از مقدار بحرانی ارائه‌شده توسط یوهانسن و یوسلیوس کم‌تر باشد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه، وجود حداقل ۱ بردار هم‌انباشتگی در سطح ۵ درصد، در هر سه مدل تأیید می‌شود. به‌عنوان نمونه، نتایج این آزمون‌ها در مدلی که شاخص تمرکززدایی مالی fd_{re} است، در جداول ۴ و ۵ آمده است.

جدول ۴- نتایج آزمون هم‌انباشتگی اثر با شاخص تمرکززدایی مالی درآمد

H_0	H_1	آماره آزمون	مقدار بحرانی (۵ درصد)	احتمال
r=0	r≥1	۱۹۱/۱۹۸	۶۹/۸۱۹	۰/۰۰۰۰
r≤1	r≥2	۱۲۸/۹۳۷	۴۷/۸۵۶	۰/۰۰۰۰
r≤2	r≥3	۷۳/۶۵۱	۲۹/۷۹۷	۰/۰۰۰۰
r≤3	r≥4	۲۶/۶۳۸	۱۵/۴۹۵	۰/۰۰۰۷
r≤4	r=5	۱/۱۸۹	۳/۸۴۱	۰/۲۷۵۴

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews9.0.

جدول ۵- نتایج آزمون هم‌انباشتگی حداکثر مقادیر ویژه با شاخص تمرکززدایی مالی درآمد

H_0	H_1	آماره آزمون	مقدار بحرانی (۵ درصد)	احتمال
r=0	r=1	۶۲/۲۶۱	۳۳/۸۷۷	۰/۰۰۰۰
r≤1	r=2	۵۵/۲۸۶	۲۷/۵۸۴	۰/۰۰۰۰
r≤2	r=3	۴۷/۰۱۲	۲۱/۱۳۲	۰/۰۰۰۰
r≤3	r=4	۲۵/۴۴۹	۱۴/۲۶۵	۰/۰۰۰۶
r≤4	r=5	۱/۱۸۹	۳/۸۴۱	۰/۲۷۵۴

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews9.0.

از آن‌جایی که هدف، بررسی تأثیر دیگر متغیرها بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است؛ بنابراین عمل نرمال‌کردن بر روی بردارهای بدست‌آمده بر اساس Co_2 انجام می‌شود. بردارهای هم‌انباشتگی نرمال‌شده به‌همراه مقادیر آماره t در جدول ۶ آمده است. این بردارها نشان‌دهنده رابطه تعادلی بلندمدتی است که بین متغیرهای هر سه مدل برقرار می‌باشد. علامت ضرایب محاسبه‌شده با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی انتظار ما را در تخمین روابط بلندمدت برآورده می‌کنند. از تقسیم ضرایب متغیرها بر انحراف معیار، مقادیر آماره t به‌دست می‌آید که معنادار بودن ضرایب متغیرها را نشان می‌دهد. محاسبه آماره t نشان می‌دهد که کلیه ضرایب محاسبه شده در سطح ۹۵ درصد معنادارند. هم‌چنین علامت ضرایب متغیرهای کنترل در تمام مدل‌های برآوردی از ثبات برخوردار بوده است که این استحکام نتایج را نسبت به تغییر شاخص‌های تمرکززدایی مالی مدل نشان می‌دهد.

جدول ۶- نتایج برآورد بردارهای هم‌انباشتگی برای متغیرهای مدل‌ها

متغیر مستقل	متغیر وابسته: $ln(Co_2)$		
	مدل		
	(۱)	(۲)	(۳)
	ضرایب برآوردی بردارهای هم‌انباشتگی نرمال‌شده		
$ln(Co_2)$	-۱	-۱	-۱
$ln(fd_{re})$	۰/۱۴۱ *** (۳/۷۲)	-	-
$ln(fd_{ex})$	-	۰/۱۸۴ *** (۴/۲۶)	-
$Ln(fd_{ap})$	-	-	۰/۰۹۲ ** (۲/۵۵)
ln(y)	۰/۶۸۱ *** (۵/۸۸)	۰/۷۲۸ *** (۵/۴۱)	۰/۶۲۱ *** (۶/۶۷)
ln(ec)	۱/۴۸۲ *** (۱۲/۲۵)	۱/۶۵۷ *** (۱۰/۹۱)	۱/۲۴۹ *** (۸/۵۵)
ln(open)	۰/۳۳۲ *** (۶/۶۸)	۰/۳۵۲ *** (۵/۸۹)	۰/۲۶۴ *** (۴/۹۶)
C	-۱/۳۲۸	-۱/۰۰۵	-۰/۹۸۲

علائم ** و *** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح اطمینان ۹۵ و ۹۹ درصد می‌باشند.

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews9.0.

بر اساس نتایج حاصل از جدول ۶، در بلندمدت تأثیر شاخص‌های تمرکززدایی مالی بر میزان انتشار گاز کربن دی‌اکسید در تمام مدل‌ها مثبت و معنادار می‌باشد. بر این اساس می‌توان گفت که افزایش تمرکززدایی مالی در کشور، به افزایش میزان انتشار گاز کربن دی‌اکسید منجر خواهد شد؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در شاخص‌های تمرکززدایی مالی درآمد، تمرکززدایی مالی مخارج و تمرکززدایی مالی قدرت خودگردانی، در بلندمدت، میزان انتشار گاز کربن دی‌اکسید به‌ترتیب حدود ۰/۱۴۱، ۰/۱۸۴ و ۰/۰۹۲ درصد افزایش می‌یابد. نتیجه به‌دست‌آمده مبنی بر تأثیر مثبت تمرکززدایی مالی بر Co_2 ، با نتایج مطالعات تجربی ژانگ و همکاران (۲۰۱۱)، فرزانگان و منال (۲۰۱۲) و ژان و همکاران (۲۰۱۷) هم‌سو می‌باشد.

تأثیرگذاری متغیرهای کنترل درآمد سرانه، سرانه مصرف انرژی و درجه بازبودن تجاری نیز در هر سه مدل برآوردی در سطح اطمینان ۹۹ درصد، مطابق انتظار و مثبت می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در این متغیرها، در بلندمدت، میزان انتشار گاز Co_2 در کشور، به‌ترتیب بین ۰/۷۲۸-۰/۶۲۱، ۱/۶۵۷-۱/۲۴۹ و ۰/۳۵۲-۰/۲۶۴ درصد افزایش می‌یابد.

نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای برداری (VECM) که به‌منظور بررسی نقش روابط تعادلی و بلندمدت متغیرها در تعدیل نوسانات کوتاه‌مدت و بررسی رفتار دینامیکی کوتاه‌مدت متغیرهای تحت بررسی انجام شده، در جدول ۷ آمده است. مدل‌های VECM نوعی از مدل‌های تعادل جزئی هستند، که در آن‌ها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت؛ نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک‌شدن به‌مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود. در این مدل‌ها چنان‌چه ضریب (جزء) تصحیح خطا (ect)، با علامت منفی ظاهر شود، نشان گر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به‌سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. نتایج به دست آمده از الگوی تصحیح خطای برداری در جدول ۷ نشان‌دهنده آن است که شاخص‌های تمرکززدایی مالی، رشد اقتصادی، مصرف انرژی و درجه بازبودن تجاری در کوتاه‌مدت (همانند بلندمدت) دارای تأثیر مثبت بر انتشار گاز Co_2 می‌باشند. اثرگذاری تمام این متغیرها در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. هم‌چنین بر اساس جدول ۷، ضریب تصحیح خطا در هر سه مدل با درجه اطمینان بالایی معنی‌دار و علامت آن مورد انتظاراست؛ که نشان‌دهنده تعدیل در جهت بلندمدت است. ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد انتشار گاز Co_2 در هر سال بین ۴۹ تا ۶۵ درصد به‌سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود؛ پس می‌توان گفت که تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت در هر سه مدل با سرعت تقریباً بالایی صورت می‌گیرد.

جدول ۷- نتایج تخمین الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) متغیرهای مدل‌ها

متغیر مستقل	متغیر وابسته: $d(Co_2)$		
	مدل		
	(۱)	(۲)	(۳)
	ضرایب برآوردی در کوتاه‌مدت		
$dln(Co_2(-1))$	۰/۰۴۱ (۱/۱۲)	۰/۰۴۴ (۱/۱۸)	۰/۰۲۹ (۱/۵۱)
$dln(fd_{re}(-1))$	۰/۰۷۴ (۳/۱۶) ***	-	-
$dln(fd_{ex}(-1))$	-	۰/۱۱۸ (۳/۷۱) ***	-
$dln(fd_{ap}(-1))$	-	-	۰/۰۴۲ (۲/۵۷) **
$dln(y(-1))$	۰/۳۶۲ (۵/۲۵) ***	۰/۴۵۹ (۶/۰۶) ***	۰/۳۰۲ *** (۵/۸۱۹)
$dln(ec(-1))$	۰/۷۸۶ (۲/۱۶) **	۱/۰۲۸ (۲/۰۴) **	۰/۶۱۶ (۱/۸۱) *
$d(open(-1))$	۰/۱۶۸ (۳/۲۶) ***	۰/۲۱۸ (۳/۸۱) ***	۰/۱۲۶ (۲/۴۹) **
C	-۰/۷۱۵ (-۱/۱۱)	-۰/۶۲۱ (-۰/۸۸)	-۰/۴۷۱ (-۰/۲۲)
ect	-۰/۵۵۱ (-۵/۱۲) ***	-۰/۶۴۸ (-۴/۵۵) ***	-۰/۴۸۵ (-۳/۸۹) ***
R^2	۰/۸۲۴	۰/۸۸۲	۰/۷۱۸
F	۵۱/۲۱۲***	۴۹/۴۵۹***	۵۵/۱۱۸***

علائم *، ** و *** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح اطمینان ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد می‌باشند.

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews9.0.

مقدار ضریب تعیین معادله برآوردی مدل‌ها نیز در حد قابل قبولی است و بر اساس آماره F، معناداری کل مدل پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل شامل: آزمون خودهمبستگی (آزمون پورتمن)، آزمون واریانس ناهمسانی (آزمون ARCH-LM چند متغیره) و آزمون نرمال بودن پسماندها (آزمون جارک‌برا) بر روی مدل تصحیح خطا نشان می‌دهد که بر اساس مقادیر به‌دست‌آمده، مدل‌های برآوردی فاقد مشکل خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی بوده و باقیمانده‌ها دارای توزیع نرمال می‌باشند که این نتایج به‌منظور صرفه‌جویی ارائه نشده است. بنابراین نتایج به‌دست‌آمده، از اعتبار لازم برخوردارند.

بحث

در راستای بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر آلودگی هوا، در این مطالعه روش هم‌انباشتگی یوهانسن - یوسلیوس و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) به‌کار گرفته شده است. به این منظور از متغیرهای میزان انتشار سرانه گاز کربن دی‌اکسید (متغیر وابسته)، شاخص‌های تمرکززدایی مالی درآمد، مخارج و قدرت خودگردانی (متغیرهای مستقل)، درآمد سرانه، سرانه مصرف انرژی و درجه بازبودن تجاری (متغیرهای کنترل) و داده‌های آماری سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۱ استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد کوایتکوسکی، فیلیپس، اشمیت و شین (KPSS) برای متغیرهای مدل حاکی از آن است که همه متغیرها I(1) و از درجه انباشتگی واحد برخوردارند. هم‌چنین بر اساس آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن- یوسلیوس و مدل تصحیح خطای برداری، وجود بردار هم‌انباشتگی و روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای مدل تأیید شده است. نتایج ضرایب بردار اقتصادی، پس از نرمال‌کردن مؤید این مطلب است که در بلندمدت و کوتاه‌مدت رابطه شاخص‌های تمرکززدایی مالی با انتشار گاز کربن دی‌اکسید، مثبت و معنادار است. به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در شاخص‌های تمرکززدایی مالی درآمد، تمرکززدایی مالی مخارج و تمرکززدایی مالی قدرت خودگردانی، در بلندمدت، میزان انتشار گاز Co_2 به‌ترتیب حدود ۰/۱۴۱، ۰/۱۸۴ و ۰/۰۹۲ درصد افزایش می‌یابد. متغیرهای درآمد سرانه، سرانه مصرف انرژی و درجه بازبودن تجاری (حجم تجارت) نیز مطابق انتظار در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر مثبت و معنادار بر میزان سرانه انتشار گاز کربن دی‌اکسید در ایران داشته‌اند. ضریب جزء تصحیح خطا نیز در تمام مدل‌ها منفی و معنادار و نشان‌دهنده تعدیل به‌سمت تعادل بلندمدت با سرعت بالنسبه بالا می‌باشد.

با توجه به نتیجه اصـــلی این تحقیق مبنی بر تأثیر مثبت تمرکززدایی مالی بر میزان انتشـــار گاز کربن دی‌اکســـید، مهم‌ترین توصـیه سیاستی آن است که راه‌کارهای مناسب همگام با فراهم‌کردن بســـترهای لازم جهت گســـترش تمرکززدایی مالی، به‌منظور کنترل آلودگی هوا در کشـــور اتخاذ شود.

منابع

۱. **پاشایی‌فام، ر. و امیدی‌پور، ر.، ۱۳۸۸.** بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۵، صفحات ۶۹ تا ۹۴.

۲. **پهلوانی، م.؛ دهباشی، م. و مرادی، ا.، ۱۳۹۳.** بررسی تأثیر توسعهٔ تجارت و رشد اقتصادی بر کیفیت محیط زیست در ایران. مجله تحقیقات اقتصادی. شماره ۳، صفحات ۴۶۳ تا ۴۸۲.

۳. **خانزادی، آ.؛ حیدریان، م. و مرادی، س.، ۱۳۹۷.** تحلیل اثرات تمرکززدایی مالی و پیامدهای زیست‌محیطی آن در استان‌های ایران. فصلنامه مدلسازی اقتصادی. شماره ۴۱، صفحات ۱۳۳ تا ۱۵۹.

۴. **علیزاده، م. و گل‌خندان، ا.، ۱۳۹۴.** آزمون فرضیه لویاتان برای اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM). فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران. شماره ۱۴، صفحات ۱۴۱ تا ۱۶۶.

۵. **غفاری‌فرد، م. و صادقی شاهدانی، م.، ۱۳۹۱.** بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی استان‌های مختلف ایران. فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه. شماره ۴، صفحات ۳ تا ۲۴.

۶. **گل‌خندان، ا. و محمدیان‌منصور، ص.، ۱۳۹۵.** بررسی تأثیر تمرکززدایی مالی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب درحال‌توسعه: رهیافت دومرحله‌ای SGMM. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی. شماره ۱۳، صفحات ۱۱۵ تا ۱۴۲.

۷. **نوفرستی، م.، ۱۳۸۹.** ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. انتشارات رسا.

8. **Bossert, T.J. and Mitchell, A.D., 2011.** Health Sector Decentralization and Local Decision-Making: Decision Space. Institutional Capacities and Accountability in Pakistan, Soc Sci Med. Vol. 72, No. 1, pp: 39-48.
9. **Enders, W., 1995.** Applied Econometric Time Series, John Wiley Sons, Ince. USA, p.433.
10. **Farzanegan, M. and Mennel, T., 2012.** Fiscal decentralization and pollution: Institutions matter. Joint Discussion Paper Series in Economics. Vol. 22, pp: 1-22.
11. **He, Q., 2015.** Fiscal decentralization and environmental pollution: Evidence from Chinese panel data. China Economic Review. Vol. 36, pp: 86-100.
12. **Ivanov, V. and Kilian, L., 2005.** A Practitioner's Guide to lag order selection for (var) impulse response analysis. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics. Vol. 9.
13. **Johanson, S. and Juselius, K., 1990.** Maximum likelihood estimation and inference on co-integration-whit applications to the demand for money. Oxford Bulletin of Economics and Statistic. Vol. 52, pp: 169-210.
14. **Kane, M.J., 1993.** Promoting political rights to protect the environment. Yale Journal of International Law. Vol. 18, pp: 389-411.
15. **Martinez Vazquez, J. and Mc Nab, R.M., 2003.** Fiscal Decentralization and Economic Growth. World Development. Vol. 31, No. 9, pp: 1597-1616.
16. **Oates, W.E., 1993.** Fiscal decentralization and economic development. National Tax Journal. Vol. 46, No. 2, pp: 237-243.
17. **Ozdamar, G., 2015.** Factors affecting current account balance of turkey: A survey with the Co-integrating Regression Analysis. Journal of Business Economics & Finance. Vol. 4, No. 4, pp: 633-658.
18. **Soto, V.E.; Farfan, M.I. and Lorant, V., 2012.** Fiscal decentralization and infant mortality rate: the Colombian case. Soc Sci Med. Vol. 74, No. 9, pp: 1426-34.
19. **Zhan. K.; Zhang. Z.Y. and Liang. Q.M., 2017.** An empirical analysis of the green paradox in China: From the perspective of fiscal decentralization, Energy Policy. Vol. 103, pp: 203-211.
20. **Zhang. K.Z.; Wang. J. and Cui. X.Y., 2011.** Fiscal decentralization and environmental pollution: from the perspective of carbon emission. China Ind. Econ. pp: 65-75.

The Impact of Fiscal Decentralization on Air Pollution in Iran in the Form of Vector Error Correction Model (VECM)

Abolghasem Golkhandan [1*]

1*- Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative, Lorestan University, Khoram Abad, Iran.

Abstract

From a financial perspective, decentralization is transfer of resources and doing expenses from the central government to local governments. Many previous empirical studies expresses the correct implementation of fiscal decentralization is an important factor of improve or degradation the environment. Accordingly, the major purpose of this study was to evaluate the impact of fiscal decentralization indicators on air pollution in Iran. This study is paid to study long-term and short-term relationships between air pollution, fiscal decentralization indicators, economic growth, energy consumption and trade volume, by using time series data from 1992-2014. For this purpose is used the Johanson–Juselius co-integration test and Vector Error Correction Model (VECM) method. Also, the statistical analyzes were performed by using the Eviews software. Based on the results of the model estimation by VECM method, fiscal decentralization of revenue, fiscal decentralization of expenditures, fiscal decentralization of autonomy power, economic growth, energy consumption and trade volume increase the Co_2 emission in the long-term and short-term. One percent increase in the index of fiscal decentralization indicators, on average, increases Co_2 emission by about 0.14 and 0.08 percent in the long-term and short-run, respectively Accordingly, Adopt the suitable policies along the providing the necessary conditions for the expansion of fiscal decentralization, is necessary to control air pollution in the country.

Key words: Air Pollution, Fiscal Decentralization, Iran, Vector Error Correction Model (VECM).

* Corresponding Author's email: golkhandana@gmail.com