

تأثیر دوران رونق و رکود اقتصادی در اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست رهیافت مدل‌های مارکوف - سوئیچینگ

مریم لشکری‌زاده*

چکیده

در سالیان گذشته جهانی شدن هم‌راه با افزایش حجم تجارت و سرمایه‌گذاری در نقاط گوناگون جهان تبعات مثبت و منفی زیست‌محیطی متعددی به‌هم‌راه داشته است. در پژوهش حاضر تلاش شده است با استفاده از روش مارکوف - سوئیچینگ و داده‌های سری زمانی طی دوره ۱۳۵۴-۱۳۹۴ تأثیرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست در دوره‌های تجاری اقتصاد ایران بررسی شود. در این زمینه دوره‌های تجاری اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف - سوئیچینگ استخراج شده و سپس در چهارچوب مدل‌های اقتصادسنجی با بهره‌گیری از روش هم‌انباشتگی جوهانسون - جوسیلیوس تأثیرات دوران رکود و رونق اقتصادی در رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با محیط زیست بررسی شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که طی دوره‌های تجاری میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست متفاوت است. به‌طوری که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست در دوران رونق اقتصادی که پایداری بالاتری دارد بیش‌تر از دوران رکود است. هم‌چنین نتایج دلالت بر تأیید فرضیه پناهگاه آلودگی در دوره‌های تجاری ایران دارد.

کلیدواژه‌ها: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، محیط زیست، مارکوف - سوئیچینگ، پناهگاه آلودگی، دوره‌های تجاری.

طبقه‌بندی JEL: F18, Q52

* استادیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران غرب، تهران، ایران

lashkarizadehm@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۷/۱۳، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۹/۲۸

۱. مقدمه

سرمایه‌گذاری خارجی یکی از مهم‌ترین روش‌های تأمین مالی خارجی به روش غیراستقراضی است که معمولاً ریسک دارد و تضمین‌های دولتی کشور میزبان را به‌همراه ندارد. طی دهه‌های اخیر در عرصه جهانی، انواع گوناگون جریان سرمایه رشد بالایی داشته است که از جمله می‌توان به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرمایه‌گذاری پورتفولیوی خارجی، وام‌های بانکی، اوراق قرضه، و اوراق مشتقه شامل معامله جایگزینی ارزها، اختیار خرید سهم^۱، معاملات سلف^۲، و بیمه‌های اتکایی^۳ اشاره کرد. در مبانی تئوری‌های اقتصادی سرمایه‌گذاری در حکم عاملی مهم و بنیادی نقش تعیین‌کننده‌ای در رشد و توسعه پایدار^۴ دارد. تأثیر شگرف سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه بیان‌گر نقش آفرینی این شکل از سرمایه‌گذاری در رونق اقتصادی آنان است. در سالیان گذشته، جهانی شدن هم‌راه با افزایش حجم تجارت و سرمایه‌گذاری در نقاط گوناگون جهان تبعات مثبت و منفی متعددی را به‌همراه داشته است. از یک سو فرصت‌های جهانی شدن نقش مهمی در افزایش پتانسیل رشد در سراسر کشورها ایفا می‌کند و از سوی دیگر این بحث مطرح می‌شود که آیا تجارت بین‌المللی و الگوی سرمایه‌گذاری جهانی تبعات زیست‌محیطی دارد یا خیر؟ به‌عبارت‌دیگر، آیا تجارت و سرمایه‌گذاری برون‌مرزی موجب تخریب یا بهبود کیفیت محیط زیست می‌شود؟ شواهد به‌دست‌آمده از ادبیات این حوزه تا حدی مبهم است. تجارت و سرمایه‌گذاری در داخل یک کشور می‌تواند به دو شکل باعث پیامدهای زیست‌محیطی شود: نخست، کشورهای در حال توسعه برای افزایش صادرات خود ممکن است در کوتاه‌مدت با اجازه‌دادن به تولید صنایعی که خسارت محیط زیستی دارند سازش کنند و از سوی دیگر تجارت در پاسخ به تقاضای روبه‌رشد جهانی ممکن است باعث اتمام منابع و برخی فعالیت‌ها و در نهایت به تخریب محیط زیست منجر شود. از سوی دیگر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور میزبان از طریق تأثیرات سرریز مثبت ناشی از انتقال فناوری‌های دوست‌دار محیط زیست و سرمایه‌گذاری در موارد حفاظتی از محیط زیست می‌تواند تأثیر به‌سزایی در بهبود کیفیت زیست‌محیطی کشور میزبان داشته باشد.

هدف از این مقاله بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت زیست‌محیطی در اوضاع رونق و رکود اقتصادی با ره‌یافت الگوی چرخشی مارکوف - سوئیچینگ است تا به این مهم دست یابیم که آیا دوره‌های تجاری می‌توانند در رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و محیط زیست تأثیر معنی‌دار داشته باشند. بر این اساس در بخش دوم

مقاله مبانی نظری بررسی شده است؛ بخش سوم مطالعات داخلی و خارجی درباره موضوع بررسی شده است و در بخش های چهارم و پنجم نتایج و پیش نهادات ذکر شده است.

۲. مبانی نظری

با توجه به این که هدف اصلی بسیاری از سیاست های اقتصادی دست یابی به رشد اقتصادی بالاتر است، مخاطرات زیست محیطی ناشی از فعالیت های اقتصادی به موضوعی بحث برانگیز تبدیل شده است. از آن جا که مطالعات پژوهشی در زمینه رابطه محیط زیست و سیاست های اقتصادی محدود است و اغلب کشورهای در حال توسعه از لحاظ آلودگی های زیست محیطی جز کشورهای آلاینده در جهان اند، از این رو به علت اهمیت مسائل زیست محیطی، انجام دادن مطالعاتی در زمینه محیط زیست برای کشورهای در حال توسعه ای مانند ایران ضروری به نظر می رسد. در بررسی های اقتصادی کمبود سرمایه یکی از عوامل توسعه نیافتگی است. کمبود سرمایه از عوامل اصلی گرفتار شدن بسیاری از کشورها در چرخه باطل فقر است. اگر دولت ها نتوانند به گونه های مناسب به منابع مالی دسترسی یابند، فعالیت های اقتصادی آنها در زمینه رشد و توسعه با دشواری روبه رو خواهد شد. در این صورت یکی از راه ها استفاده از سرمایه های انباشته شده در دیگر کشورهاست. از دو راه می توان به سرمایه های خارجی دست یافت: اول وام گیری از کشورها و مؤسسات مالی خارجی و دوم جذب مستقیم سرمایه (اصغری و عاملی، ۱۳۹۰). سرمایه گذاری مستقیم خارجی از سوی کشورهای توسعه یافته به طور مثبت با شدت سیاست های زیست محیطی مرتبط است و آلودگی در کشورهای در حال توسعه نیز به طور مستقیم با سرمایه گذاری مستقیم خارجی در این کشورها در ارتباط است. دلایل بسیاری بیان می کند که چرا در کشورهای در حال توسعه شدت آلودگی بالا و قوانین زیست محیطی ضعیف است و یا اجراشدنی نیست. دلیل اول این که با افزایش درآمد تقاضا برای کیفیت محیط زیست افزایش می یابد، بنابراین، کشورهای توسعه یافته که درآمد بالاتری در مقایسه با کشورهای در حال توسعه دارند و تقاضا برای داشتن محیط زیست پاک در آنها بیش تر صورت می گیرد از وضع و اجرای قوانین محیط زیست به خوبی حمایت می کنند که این موضوع در کشورهای در حال توسعه برعکس است؛ دوم، رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه مرتبط با تغییراتی در ساختار آنها از کشاورزی به صنعتی است، بنابراین، سرمایه گذاری در بخش صنعت افزایش می یابد و به علت ضعف یا اجرایی نشدن قوانین زیست محیطی به

بدتر شدن وضعیت زیست‌محیطی منجر می‌شود (Frankel and Romer, 2000). نحوه اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت زیست‌محیطی مخصوصاً در کشورهای در حال توسعه متفاوت است. گروسمن و کروگر (Grossman and Krueger, 1995) تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست را به سه دسته تأثیر مقیاس، ترکیب، و فناوری تفکیک کردند. تأثیر مقیاس اشاره به افزایش در مقیاس اقتصاد و گسترش تولید و بازدهی فعالیت اقتصادی به دنبال بهبود و ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. برخی از دانشمندان مانند استرن و همکاران (Stern et al., 2004) معتقدند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به علت اثرگذاری در رشد اقتصادی می‌تواند در کیفیت زیست‌محیطی مؤثر باشد. آن‌ها با تأکید بر فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس، که بیان‌گر رابطه U معکوس بین رشد اقتصادی و کیفیت زیست‌محیطی است، استدلال می‌کنند که کشورهای در حال توسعه که اکثراً در نیمه چپ منحنی کوزنتس قرار گرفته‌اند با افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که سبب افزایش رشد اقتصادی می‌شود کیفیت زیست‌محیطی خود را تنزل می‌بخشند.

تأثیر ترکیب بیان‌گر تغییر در ترکیب تولید است و این تأثیر در محیط زیست به نوع مزیت نسبی بستگی دارد. با توجه به مزیت نسبی در یک کشور، اگر کشوری در تولید کالاهای آلاینده مزیت داشته باشد و در تولید آن تخصص پیدا کند، در آن صورت تأثیر ترکیب به واسطه تغییر ترکیب کالاهای تولیدی کشور به سمت کالاهای آلاینده موجب تخریب محیط زیست می‌شود و اگر در تولید کالاهای پاک مزیت نسبی داشته باشد، بر اثر آزادسازی تجاری، ترکیب کالاهای تولیدی آن کشور به سمت کالاهای پاک تغییر می‌کند و در آن صورت تأثیر ترکیب در محیط زیست مثبت و موجب بهبود کیفیت آن می‌شود. تأثیر ترکیب همان بحث فرضیه پناهگاه آلودگی است. با آزادسازی تجاری و افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، کشورهای توسعه‌یافته در تولید کالاهای پاک و کشورهای در حال توسعه در تولید کالاهای آلوده تخصص پیدا می‌کنند. از این رو کشورهای در حال توسعه به لنگرگاه و پناهگاهی برای آلودگی تبدیل می‌شوند. براساس این تئوری می‌توان نتیجه گرفت که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه موجب تخریب بیش‌تر محیط زیست می‌شود، چراکه براساس تئوری پناهگاه آلودگی کشورهای با سیاست‌ها و قوانین زیست‌محیطی قوی عمدتاً تمایل دارند که صنایع آلاینده خود را در قالب تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشورهایی صادر کنند که معیارهای زیست‌محیطی ضعیف و پایینی دارند. نتیجه این امر برای کشور میزبان افزایش سطح آلودگی و تخریب بیش‌تر محیط زیست است (لشکری‌زاده و همکاران، ۱۳۸۸).

به طور کلی، براساس فرضیه پناهگاه آلودگی، صنایع با شدت آلاینده‌گی بالا در حال انتقال از اقتصادهای توسعه یافته به سوی جهان در حال توسعه‌اند. به عبارت دیگر، کشورهای در حال توسعه با توجه به دستمزدهای پایین و قوانین زیست محیطی ملایم، در خصوص تولیدات مرتبط با صنایع آلاینده، در مقایسه با کشورهای توسعه یافته‌تر جذابیت بالاتری برای جلب این صنایع دارند، که این امر به مزیت نسبی تولیدات آلاینده در کشورهای در حال توسعه منتهی می‌شود. در چنین فرایندی، با انتقال صنایع آلاینده به سوی کشورهای در حال توسعه این کشورها به صادرکنندگان صنایع آلاینده و در مقابل کشورهای توسعه یافته به واردکنندگان محصولات این صنایع تبدیل می‌شوند (Wheeler and Birdsall, 2004). با توجه به پیش‌بینی‌های صورت گرفته براساس فرضیه پناهگاه آلودگی، در خصوص انتقال صنایع آلاینده به کشورهایی با سیاست‌های زیست محیطی ملایم، در پاره‌ای از موارد مطالعات تجربی فرضیه پناهگاه آلودگی را تأیید نمی‌کند، چراکه هزینه‌های حفاظت از محیط زیست بنگاه‌های اقتصادی پایین است و تأثیر بسیاری در قدرت رقابت‌پذیری آن‌ها نمی‌گذارد. هم‌چنین در کشورهایی که سیاست زیست محیطی بالایی ندارند ممکن است، به علت نااطمینانی و ریسک‌های بالای سرمایه‌گذاری، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پایین باشد و در این صورت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر معنی‌داری در کیفیت محیط زیست آن‌ها نخواهد داشت. هم‌چنین برخی از بنگاه‌ها به علت توجه به محیط زیست و امضای تفاهم‌نامه و جلوگیری از واکنش سازمان‌های مدافع محیط زیست تمایلی به کسب مزیت نسبی از طریق انتقال صنایع آلاینده به کشورهای دیگر ندارند.

تأثیر بهبود فناوری در محیط زیست را از دو جنبه بررسی می‌کنند: الف) کارآترشدن در تولید، یعنی برای تولید هر واحد ستاده از نهاده‌های کم‌تری استفاده می‌شود که ممکن است آلاینده نیز باشند؛ ب) تغییرات مشخص در فرایندهای انتشار و ایجاد آلودگی، به طوری که در ازای استفاده از هر واحد نهاده آلودگی کم‌تری ایجاد شود (Marin, 2010)، که می‌توان تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت محیط زیست را بررسی کرد. نظریه پورتر (۲۰۰۰) در تأیید تأثیر فناوری بیان می‌کند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در حکم عاملی تولیدی باعث تسریع رشد اقتصادی کشور میزبان می‌شود و دسترسی کشور میزبان به فناوری دوست‌دار محیط زیست را فراهم می‌آورد و استفاده از فناوری‌های پاک و کارآ در حفاظت از محیط زیست نهایتاً به بهبود کیفیت محیط زیست می‌انجامد. هم‌چنین براساس فرضیه هاله آلودگی می‌توان به تأثیر مثبت ورود فناوری در محیط زیست اشاره کرد. براساس این فرضیه شرکت‌های سرمایه‌گذاری خارجی که مدیریت بهتر و فناوری‌های

پیشرفته‌تری دارند در نتیجه ورود سرمایه‌های خود به کشورهای در حال توسعه نه تنها موجب تسریع رشد اقتصادی این کشورها می‌شوند، بلکه دسترسی کشور میزبان به فناوری کارآ و سازگار با محیط زیست را نیز فراهم می‌کنند (List et al., 2003).

بنابراین، به دنبال ورود سرمایه‌های خارجی، تأثیر مقیاس به افزایش تخریب محیط زیست منجر می‌شود و تأثیر فناوری، در صورتی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باعث ورود فناوری‌های پاک و دوست‌دار محیط زیست شود، به کاهش تخریب محیط زیست می‌انجامد؛ تأثیر ترکیب نیز به نوع مزیت نسبی بستگی دارد، به طوری که، با توجه به مزیت نسبی در یک کشور، اگر کشوری به علت قوانین زیست‌محیطی و استفاده از فناوری‌های دوست‌دار محیط زیست در تولید کالاهای پاک مزیت داشته باشد، آن‌گاه بر اثر ورود سرمایه‌های مستقیم خارجی تأثیر ترکیب با تغییر ترکیب کالاهای تولیدی کشور به سمت کالاهای پاک تأثیرات مثبتی در محیط زیست می‌گذارد و اگر به واسطه مزیت نسبی کشوری در تولید کالاهای آلاینده مزیت داشته باشد در آن صورت تأثیر ترکیب موجب تغییر ترکیب کالاهای تولیدی کشور به سمت کالاهای آلاینده می‌شود و تأثیرات منفی در محیط زیست برجا می‌گذارد. با فرض این که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی موجب ورود فناوری‌های دوست‌دار محیط زیست می‌شود در آن صورت به دنبال افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اگر تأثیر فناوری بر تأثیر مقیاس و تأثیر ترکیب (در حالت کشوری با مزیت نسبی در صنایع آلاینده) غالب شود و یا اگر تأثیر فناوری هم‌راه با تأثیر ترکیب (برای کشوری با مزیت نسبی در صنایع پاک) بر تأثیر مقیاس غالب شود، در آن صورت افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به بهبود کیفیت محیط زیست می‌انجامد. انتظار بر این است که اوضاع رونق و رکود اقتصادی میزان و شدت تأثیر سه عامل مقیاس، ترکیب، و فناوری را تغییر دهد. به طوری که در دوران رونق اقتصادی که حجم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افزایش می‌یابد، تأثیر مقیاس نیز تقویت و موجب تخریب بیش‌تر محیط زیست می‌شود؛ از طرف دیگر، با ورود سرمایه‌های خارجی که رشد اقتصادی بالاتر و درآمدهای بالاتر را موجب می‌شود، انتظار بر این است که در دوران رونق کیفیت محیط زیست در حکم کالایی طبیعی وارد ترجیحات مصرف‌کننده شود و تقاضا برای آن افزایش یابد. با افزایش تقاضای کیفیت محیط زیست دولت نیز در برابر تقاضای مردم احساس مسئولیت می‌کند و از طریق اعمال و یا تشدید قوانین زیست‌محیطی و محدود کردن استفاده از فناوری‌های آلاینده به بهبود محیط زیست بر طبق تقاضای مردم پاسخ می‌دهد. با اعمال قوانین زیست‌محیطی و استفاده از فناوری‌های دوست‌دار محیط زیست ترکیب تولید نیز تغییر

خواهد کرد. به طور کلی در دوران رونق اقتصادی اگر بر اثر ورود سرمایه‌گذاری‌های خارجی میزان فناوری‌های دوست‌دار محیط زیست افزایش یابد و تأثیر فناوری تقویت شود و بر تأثیر مقیاس غلبه کند، آن‌گاه با فرض تغییر ترکیب تولید (از کالاهای آلاینده به سمت کالاهای پاک) کیفیت محیط زیست بهبود می‌یابد، در صورتی که، تأثیر مقیاس بیش‌تر تقویت شود و بر تأثیر فناوری غالب شود، آن‌گاه با وارد شدن اقتصاد به دوران رونق و لحاظ تأثیر ترکیب که بیان‌گر مزیت نسبی در تولید کالاهای آلاینده است در کشورهای در حال توسعه باعث کاهش کیفیت محیط زیست می‌شود. پیش‌بینی می‌شود بر اثر ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در دوران رکود شدت میزان تأثیرات مقیاس و فناوری در محیط زیست کاهش یابد. با توجه به تأثیری که رکود در میزان تأثیرات مقیاس و فناوری دارد کیفیت محیط زیست با لحاظ تأثیر ترکیب تحت تأثیر قرار می‌گیرد. با توجه به میزان و تأثیرات مثبت و منفی‌ای که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست در دوران رونق و رکود اقتصادی برجای می‌گذارد، سؤالی که مطرح می‌شود این است که در اوضاع رکود و رونق اقتصادی آیا تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست در ایران معنی‌دار و متفاوت است؟ به عبارتی، آیا تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست در ایران نامتقارن است؟ آیا فرضیه پناهگاه آلودگی در دوران رونق و رکود اقتصادی برای ایران تأیید می‌شود؟

۳. مطالعات تجربی

لشکری زاده و همکاران (۱۳۸۸) تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت زیست‌محیطی شش کشور در حال توسعه مالزی، تایلند، اندونزی، سنگاپور، فیلیپین، و ایران را طی سال‌های ۱۹۷۵-۲۰۰۵ با استفاده از رهیافت هم‌جمعی بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت و معنی‌داری در آلاینده‌دی‌اکسیدکربن در تمامی کشورهای مورد بررسی، به جز سنگاپور، در بلندمدت و کوتاه‌مدت داشته است.

امین‌رشتی و معرفتی (۱۳۹۱) تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در عملکرد زیست‌محیطی را در دو گروه کشورهای با درآمد بالا و درآمد پایین بررسی کردند. نتایج حاکی از تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری در شاخص عملکرد زیست‌محیطی در کشورهای با درآمد بالا بود، اما این تأثیر در کشورهای با درآمد پایین معکوس بود.

برقی‌اسکویی و همکاران (۱۳۹۱) تأثیر تولیدات کارخانه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را در انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در کشورهای عضو گروه D8 بررسی کردند. نتایج

که با استفاده از مدل پانل دیتا و برای دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۰ و با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برآورد شده بود نشان داد که در روش تأثیرات ثابت همه متغیرهای مورد بررسی به جز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رابطه‌ای مثبت و معنادار با انتشار گاز دی‌اکسیدکربن دارند. در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته نیز همه متغیرهای برآورد شده مثبت و معنادارند.

صادقی و صادقی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای پیامدهای زیست‌محیطی رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بررسی کردند. برای این منظور از آزمون هم‌گرایی پدرونی و روش FMOLS Fully Modified OLS / برای به دست آوردن بردارهای هم‌انباشتگی استفاده کردند. براساس نتایج وجود منحنی کوزنتس زیست‌محیطی در کشورهای در حال توسعه تأیید شد. هم‌چنین نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی موجب افزایش یکنواخت میزان انتشار دی‌اکسیدکربن و در نتیجه کاهش کیفیت محیط زیست می‌شود. به عبارت دیگر، رابطه U معکوس بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و میزان انتشار دی‌اکسیدکربن برقرار نیست و فرضیه لنگرگاه آلودگی در کشورهای مورد بررسی تأیید می‌شود.

محمدی و سنخی (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای تأثیر شاخص‌های آزادی تجارت، سرمایه‌گذاری خارجی، و شاخص توسعه انسانی در شاخص عملکرد محیط زیست را با تجزیه و تحلیل متقابل کشورها در سال ۲۰۰۷ برای ۷۳ کشور بررسی کردند. تجزیه و تحلیل جداگانه‌ای برای کشورها در مدل‌های تجربی متفاوت بررسی شد. نتایج رگرسیون نشان داد که آزادسازی تجاری در کشورهای با درآمد بالا باعث افزایش شاخص عملکرد محیط زیست و در کشورهای با درآمد پایین باعث کاهش شاخص عملکرد محیط زیست شده است. از این رو فرضیه پناهگاه آلودگی در گروه کشورهای با درآمد پایین رد نمی‌شود.

اصغری و رفسنجانی‌پور (۱۳۹۲) در تحقیق خود تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در میزان آلاینده دی‌اکسیدکربن را در دوازده کشور منتخب حوزه منا در دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۱ بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به منطقه تأثیر مثبت و معناداری در میزان انتشار آلاینده دی‌اکسیدکربن دارد. هم‌چنین ورود سرمایه‌های خارجی نه تنها به ورود فناوری ذخیره انرژی در منطقه مذکور نینجامیده است، بلکه باعث افزایش مصرف انرژی به علت افزایش مقیاس تولید و بنابراین کاهش کیفیت محیط زیست شده است.

پنگ و همکاران (Peng et al., 2011) رابطه میان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و کیفیت محیط زیست را در چین طی دوره زمانی ۱۹۸۵-۲۰۰۹ با استفاده از روش (Vector Autoregression Regression/ VAR) بررسی کردند. نتایج توابع واکنش آنی نشان

می دهد که تأثیر اعمال قوانین زیست محیطی در سرمایه گذاری مستقیم خارجی با گذشت زمان کاهش می یابد. به عبارتی فرضیه لنگرگاه آلودگی تأیید می شود.

پائو و تسای (Pao and Tsai, 2013) تأثیر رشد اقتصادی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی در تخریب زیست محیطی را با استفاده از روش پانل هم جمعی در کشورهای برزیل، جمهوری روسیه، هند، و چین بررسی کردند. نتایج دلالت بر وجود رابطه بلندمدت میان رشد اقتصادی و تخریب زیست محیطی هم چنین تأیید منحنی زیست محیطی کوزنتس داشت. علاوه بر این علیت گرنجری حاکی از رابطه دوطرفه علت و معلولی میان سرمایه گذاری مستقیم خارجی و آلاینده های سوختی است.

لی (Lee, 2014) رابطه بین رشد اقتصادی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی و آلاینده های ناشی از سوختن انرژی را در کشور مالزی بررسی کرد. نتایج نشان داد که رابطه بلندمدتی بین این متغیرها برقرار است. رابطه علیت دلالت بر علیت یک طرفه از سرمایه گذاری مستقیم خارجی به رشد اقتصادی و از آلاینده سوختی به رشد اقتصادی هم چنین از سرمایه گذاری مستقیم خارجی به سمت آلاینده در کوتاه مدت دارد.

هی و یائو (He and Yao, 2014) با استفاده از رگرسیون انتقالی پانل دیتا (panel smooth transition regression) تأثیر رشد اقتصادی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی در آلاینده هوا را بررسی کردند. به منظور بررسی رابطه بین درآمد و آلودگی از رژیم مارکوف - سوئیچینگ استفاده کردند. نتایج نشان داد که رابطه U معکوس منحنی زیست محیطی کوزنتس فقط برای دو آلاینده دوده و گردوغبار صادق است و برای آلاینده های دی اکسید کربن و نیتروژن و سولفور منحنی کوزنتس تأیید شدنی نیست. هم چنین تأثیر معنی دار سرمایه گذاری مستقیم خارجی در منحنی کوزنتس مشخص شد و فرضیه لنگرگاه آلودگی تا حدی صادق بود.

با توجه به مطالعات انجام شده در داخل و خارج از کشور، جنبه نوآوری مطالعه حاضر را در لحاظ کردن تأثیر دوره های تجاری ایران، در حکم متغیر اثرگذار و جدید، در رابطه بین سرمایه گذاری مستقیم خارجی و محیط زیست می توان ذکر کرد.

۴. روش و مدل تحقیق

۴.۱ استخراج ادوار تجاری با استفاده از مدل مارکوف - سوئیچینگ

چرخه های تجاری نوعی از نوسانات اند که در کل فعالیت های اقتصادی کشورهایی به وجود می آیند که اقتصاد خود را اغلب براساس اقتصاد بازار یا فعالیت های بنگاه های تجاری استوار

کرده‌اند. یک چرخه با گسترش و رونق تقریباً در بیش‌تر فعالیت‌های اقتصادی شروع می‌شود و دوره‌هایی با گستره مشابه رکود عمومی، تنزل، و آغاز رونق را به دنبال دارد و دوباره پس از مدتی به مرحله رونق در چرخه بعدی منتهی می‌شود (Krolzig, 1997). مسئله مهم این است که نقاط رکود و رونق اقتصادی در چه دوره‌هایی اتفاق افتاده است؟ احتمال انتقالات و پایداری رژیم‌های رکود و رونق به چه میزان بوده است؟ برای اندازه‌گیری و زمان‌یابی دوره‌های تجاری می‌توان از روش‌های گوناگون اقتصادسنجی در چهارچوب مدل‌های خطی و غیرخطی استفاده کرد. امروزه استفاده از مدل‌های غیرخطی در مطالعات مربوط به استخراج دوره‌های تجاری گسترش فراوانی یافته است، زیرا فرض خطی بودن دوره‌های تجاری محدودیتی بزرگ و غیرواقعی برای مطالعات است. یکی از معروف‌ترین مدل‌های غیرخطی مارکوف - سوئیچینگ است. در مدل مارکوف - سوئیچینگ می‌توان رفتار متغیر در رژیم‌های گوناگون را اندازه‌گیری کرد. این مدل را اولین بار کوانت (Quandt, 1972) و گلدفلد و کوانت (Goldfeld and Quandt, 1973) معرفی کردند و سپس همیلتون (Hamilton, 1989) برای استخراج چرخه‌های تجاری آن را توسعه داد. به‌طور کلی، در مدل‌های غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیری که مدل‌سازی درباره آن انجام می‌گیرد در وضعیت‌های گوناگون متفاوت است و تغییر می‌کند. مدل‌های غیرخطی از لحاظ سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به دو گروه عمده تقسیم می‌شوند. در برخی از این مدل‌های غیرخطی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به‌صورت ملایم و آهسته انجام می‌گیرد مانند مدل‌های *smooth transition autoregressive* و شبکه عصبی مصنوعی؛ در برخی دیگر از این مدل‌های غیرخطی این انتقال به‌سرعت انجام می‌گیرد که مدل مارکوف - سوئیچینگ از این مدل‌هاست؛ هم‌چنین در مدل مارکوف - سوئیچینگ، به‌منظور تفکیک متغیرهای سری زمانی و یا روابط بین متغیرها به دو یا چند رژیم، از احتمالات استفاده می‌شود و احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر محاسبه می‌شود (Enders, 2004: 404). در مدل‌های مارکوف - سوئیچینگ اول، امکان وجود متغیری دائمی با چندین تغییر فراهم است و این تغییرات می‌توانند به‌دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند؛ دوم، تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به‌مثابه ویژگی‌های این مدل لحاظ شود. سوم، این مدل فروض کم‌تری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌کند و هم‌چنین به برآورد هم‌زمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درون‌زاد بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (رژیم‌های گوناگون)، قادر است (Yingfu et al., 2007: 12).

در مدل مارکوف - سوئیچینگ فرض می شود که رژیم رخ داده در زمان t مشاهده شدنی نیست و به فرایند مشاهده ناپذیری S_t بستگی دارد. در یک مدل با دو رژیم می توان فرض کرد که S_t مقادیر ۱ و ۲ را اختیار می کند. مدل دورژی می را می توان به صورت روابط ۱ و ۲ نشان داد:

$$Y_t = \begin{cases} \theta_{0,1} + \theta_{1,1}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } S_t = 1 \\ \theta_{0,2} + \theta_{1,2}y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } S_t = 2 \end{cases} \quad (1)$$

به طور خلاصه می توان نوشت:

$$Y_t = \theta_{0,S_t} + \theta_{1,S_t}y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

به منظور تکمیل مدل، باید ویژگی های فرایند S_t مشخص شود. در مدل مارکوف - سوئیچینگ، S_t یک فرایند مارکوف از درجه اول در نظر گرفته می شود. این فرض بیان گر این نکته است که S_t فقط به رژیم دوره قبل یعنی S_{t-1} بستگی دارد. برای تخمین مدل های تبدیل مارکوف از تابع احتمال مشترک بین وقوع y_t و S_t استفاده می شود. به طوری که براساس خاصیت توابع حداکثر درست نمایی (maximum likelihood estimation)، به منظور حداکثر کردن احتمال رخداد نمونه مورد بررسی در جامعه آماری، احتمال وقوع مشترک کمیت های تصادفی در نمونه حداکثر می شود. بدین ترتیب، با توجه به تابع احتمال مشترک، از روش حداکثر درست نمایی برای برآورد تمامی کمیت های تصادفی مدل های تبدیل مارکوف استفاده می شود (Chung Ming and Hsiao-Tien, 2002: 5). می توان مدل مارکوف - سوئیچینگ را برای ضرایب جملات خود توضیح، برای m رژیم و p وقفه، به صورت رابطه ۳ نوشت (Yingfu et al., 2007: 12):

$$MSAX(m)\text{-}ARX(p) : y_t = c(S_t) + \sum_{i=1}^p \alpha_i(s_t)(y_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$MSA(m)\text{-}AR(P) : y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i(s_t)(y_{t-i}) + \varepsilon_t$$

در معادله اول، علاوه بر ضرایب خود توضیح، عرض از مبدأ نیز وابسته به رژیم هاست. در معادله دوم فقط ضرایب خود توضیح به رژیم ها وابسته اند. از بین این دو مدل، هر کدام که بیشترین مقدار راست نمایی را داشته باشد انتخاب می شود و برای به دست آوردن دوره های رونق و رکود، بعد از تعیین وقفه، تعداد رژیم بهینه انتخاب و مدل برآورد می شود (صمدی و همکاران، ۱۳۹۱). در مدل MSM-AR همیلتون (Hamilton, 1989) رکود و رونق در قالب فرایند انتقال رژیم تبیین می شوند که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی آن را ایجاد می کند. به طوری که میانگین نرخ رشد تولید در رژیم رونق مثبت و در رژیم رکود منفی خواهد بود.

با توجه به این که هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیرات نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت زیست‌محیطی در ادوار تجاری (رکود و رونق اقتصادی) است، بنابراین، به منظور دستیابی به این مهم، فرضیه نامتقارن بودن تأثیرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تفکیک برای دوران رکود و رونق آزمون شده است. در این بررسی‌ها سعی شده است با بهره‌گیری از مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام‌شده، در کنار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، برخی متغیرهای کلیدی اثرگذار در محیط زیست مانند درآمد سرانه و ارزش افزوده صنعتی نیز در مدل لحاظ شود. بنابراین، براساس مطالعات نظری و تجربی، متغیرهای زیر در این تحقیق در نظر گرفته شده‌اند:

$$LCO2 = \beta_0 + \beta_1 LFDI + \beta_2 LGNI + \beta_3 LMV + \beta_4 D_0 LFDI + e_t \quad (4)$$

$$LCO2 = \beta_0 + \beta_1 LFDI + \beta_2 LGNI + \beta_3 LMV + \beta_4 D_1 LFDI + e_t \quad (5)$$

۱. LCO2: لگاریتم متغیر آلودگی دی‌اکسیدکربن؛

۲. LGNI: لگاریتم درآمد ناخالص سرانه (به قیمت ثابت ۲۰۰۰)؛

۳. LFDI: لگاریتم ذخیره سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی؛

۴. LMV: لگاریتم سهم ارزش افزوده صنعت از تولید ناخالص ملی؛

D_0 : متغیر مجازی است که در دوره رونق مقدار یک و برای بقیه حالات مقدار صفر می‌گیرد؛

D_1 : متغیر مجازی است که در دوره رکود مقدار یک و برای بقیه حالات مقدار صفر می‌گیرد؛

۵. $D_0 LFDI$: تأثیر متغیر تقاطعی دوران رونق و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی؛

۶. $D_1 LFDI$: تأثیر متغیر تقاطعی دوران رکود و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی.

در مدل فوق، ضریب β_1 نشان‌دهنده میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت زیست‌محیطی در اوضاع متعارف اقتصاد و بدون توجه به رکود و رونق است، اما ضریب β_4 در معادله ۴ نشان‌دهنده این است که در دوران رونق تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به اندازه این ضریب متفاوت از شدت اثرگذاری در اوضاع متعارف است. هم‌چنین β_4 در معادله ۵ نشان‌دهنده این است که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت زیست‌محیطی در دوران رکود چه قدر از اوضاع متعارف خود متفاوت است. در واقع، با برآورد این دو ضریب می‌توان نامتقارن بودن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را در دوران رکود و رونق

ارزیابی کرد. در روابط ۴ و ۵ میزان تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با وجود دوران رونق و رکود اقتصادی برابر با مجموع ضرایب لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تأثیر تقاطعی این متغیر با دوران رونق و رکود است. در مدل‌های تصریح‌شده ۴ و ۵ این تأثیر برابر با مجموع ضرایب $(\beta_{1+}\beta_4)$ است.

۲.۴ تخمین مدل و یافته‌های تحقیق

در مدل مارکوف - سوئیچینگ نخست تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک تعیین می‌شود. معیار آکائیک در مقایسه با مقدار راست‌نمایی شاخص مناسب‌تری برای تعداد رژیم‌هاست. جدول ۱ نشان‌دهنده مقادیر آماره آکائیک و مقدار تابع راست‌نمایی برای تعداد رژیم‌های دو تا چهار است:

جدول ۱. تعیین تعداد رژیم‌ها

تعداد رژیم	ML	AIC
۲*(رژیم بهینه)	*-۸۳/۸۶۰۱	*۹۲/۱۵۹۹
۳	-۱۰۷/۱۱۰۹	۱۱۶/۲۲۰۵
۴	-۹۸/۶۳۰۲	۱۴۲/۸۵۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول نشان می‌دهد که تعداد رژیم بهینه برای برآورد مدل دو است. به طوری که مقدار آماره آکائیک در حالت دورژیمی کم‌ترین مقدار و برحسب آماره حداکثر راست‌نمایی بیش‌ترین مقدار را در بین دیگر حالت‌ها دارد. مدل مارکوف - سوئیچینگ حالات گوناگونی دارد که در هر کدام از حالات جزء خاصی از معادله وابسته به رژیم‌هاست. در نتیجه برای این‌که بتوان بهترین حالت را برگزید از مقدار حداکثر راست‌نمایی این حالت‌ها استفاده می‌شود و مدل با حداکثر راست‌نمایی بیش‌تر در حکم مدل بهینه برگزیده می‌شود. مقادیر حداکثر راست‌نمایی مربوط به دو حالت مدنظر در جدول ۲ آورده شده است:

جدول ۲. تعیین حالات بهینه مدل مارکوف - سوئیچینگ

مدل مارکوف - سوئیچینگ	ML
MSAX(2)-ARX(3)*(مدل بهینه)	*-۹۸/۲۹۷۶
MSA(2)-AR(2)	-۱۰۳/۸۴۵۱

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول بالا می‌توان گفت که بیش‌ترین مقدار راست‌نمایی مربوط به مدلی است که عرض‌ازمبدأ و ضرایب وقفه نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به رژیم‌ها بستگی داشته است. پس از گزینش بهترین مدل، نتایج مدل برآوردی در جدول ۳ بیان شده است:

جدول ۳. نتایج تخمین مدل MSM(2)-AR(3)

متغیر	ضریب	t-Statistic
$\mu 1$	* $4/3761$	6/6618
$\mu 2$	* $-4/7004$	-4/9062
DLGDPt-1	* $1/7053$	10/9854
DLGDPt-2	* $-0/2823$	-3/3784
DLGDPt-3	$0/0631$	0/2598
Linearity test	* $28/9861(0/0004)$	

* سطح اطمینان ۱ درصد را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به آزمون LR می‌توان خطی بودن بین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و مقادیر گذشته آن را رد کرد. در نتیجه مقدار این آزمون وجود رابطه غیرخطی را تأیید می‌کند. به عبارتی نتایج آزمون LR نشان‌دهنده این است که فرضیه صفر مبنی بر برابری میانگین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در دو رژیم با سطح اطمینان ۹۹ درصد رد شدنی است و از این رو به استفاده از مدلی با دو رژیم متفاوت مجازیم. هم‌چنین نتایج مدل برآوردی نشان می‌دهد که در هر دو رژیم عرض‌ازمبدأ تأثیری معنادار در مقدار نرخ رشد تولید جاری داشته است. وقفه اول نرخ رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنادار در مقدار جاری داشته است. با توجه به جدول ۳ ملاحظه می‌شود که نتایج تخمین مدل MSM(2)-AR(3) به‌منظور استخراج ادوار تجاری حاکی از آن است که در دوره زمانی مورد مطالعه نرخ رشد تولید ناخالص داخلی تفکیک‌پذیر به دو رژیم با میانگین نرخ رشد مثبت و منفی است که این ضرایب نیز از لحاظ آماری معنی دارند. رژیم با میانگین نرخ رشد منفی گویای دوران رکود و مدل با میانگین نرخ رشد مثبت گویای دوران رونق خواهد بود. رژیم اول با میانگین مثبت نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ($4/3761$) نشان‌دهنده دوران رونق و رژیم دوم با میانگین منفی نرخ رشد ($-4/7004$) نشان‌دهنده دوران رکود است.

به منظور بررسی میزان ثبات هریک از ادوار تجاری و همچنین احتمالات انتقال هر رژیم به رژیم دیگر ماتریس احتمال انتقال ادوارهای تجاری استخراج و نتایج در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴. احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱ (رونق)	رژیم ۲ (رکود)
رژیم ۱ (رونق)	۰/۸۲۵۲۷۴	۰/۱۷۴۷۳۶
رژیم ۲ (رکود)	۰/۵۶۸۰۱۳	۰/۴۳۱۹۸۷

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۴، احتمال ثبات دوران رونق ۰/۸۲ و همچنین احتمال انتقال از دوره رونق به رکود ۰/۱۷ است که این احتمالات در مقایسه با احتمال ثبات دوران رکود ۰/۴۳ و همچنین احتمال انتقال از دوران رکود به رونق، که ۰/۵۶ است، نشان می‌دهد که دوران رونق در مقایسه با دوران رکود ثبات و پایداری بیش تری دارد. به تعبیر دیگر، اگر در دوره‌ای با نوسان پایین در نرخ رشد اقتصادی روبه‌رو باشیم، احتمال آن‌که نرخ رشد اقتصادی در دوره بعد از همان وضعیت تبعیت کند در سطح بالاتری قرار دارد. در ادامه، به منظور بررسی دوران رونق و رکود اقتصادی، رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و محیط زیست سال‌هایی را که در رژیم اول قرار دارند و مقدار رشد اقتصادی در این سال‌ها در مقایسه با سال قبل افزایش یافته است در حکم دوران رونق و سال‌هایی را که در رژیم دوم قرار دارند و مقدار رشد اقتصادی در این سال‌ها در مقایسه با سال قبل کاهش یافته است در حکم دوران رکود در نظر می‌گیریم (اصغری و رفسنجانی‌پور، ۱۳۹۲). متغیر مجازی برای رژیم‌ها به صورت رابطه ۶ تعریف می‌شود:

$$\begin{cases} 1 = \text{برای رژیم سال های} \\ 0 = \text{برای سایر سال ها} \end{cases} \quad D1: \quad (6)$$

$$\begin{cases} 1 = \text{برای رژیم سال های} \\ 0 = \text{برای سایر سال ها} \end{cases} \quad D2:$$

به منظور بررسی تأثیر دوران رونق و رکود اقتصادی در محیط زیست در بحث سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی متغیرهای دامی بالا به صورت متغیر تقاطعی (حاصل ضرب متغیرهای دامی در لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) در نظر گرفته می‌شوند. متغیر

۱۴۰ تأثیر دوران رونق و رکود اقتصادی در اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست

D1LFDI بیان‌گر تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در دوران رونق و D2LFDI بیان‌گر تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در دوران رکود است. متغیرهای تقاطعی به صورت رابطه ۷ محاسبه می‌شوند:

$$\begin{cases} D1 * LFDI = D1LFDI \\ D2 * LFDI = D2LFDI \end{cases} \quad (7)$$

پس از به‌دست‌آوردن دوران رونق و رکود اقتصادی با استفاده از روش مارکوف - سوئیچینگ با به‌کاربردن روش هم‌انباشتگی جوهانسون - جوسیلیوس تأثیرات دوره‌های تجاری در رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و کیفیت زیست‌محیطی برآورد می‌شود. داده‌های تحقیق شامل سری زمانی متغیرهاست که از سال ۱۳۵۴ تا ۱۳۹۴ را دربرمی‌گیرد. این داده‌ها از نشریات گوناگون بانک مرکزی و مرکز آمار و سایت‌های آنکتاد (united nations conference on trade and development) و بانک جهانی گردآوری شده‌اند. در ادامه، به منظور به‌دست‌آوردن رابطه بلندمدت میان متغیرها، نخست ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (augmented dicky fuller) بررسی شده و نتایج در جدول ۵ گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که همه متغیرهای الگوی انباشته از درجه یک‌اند. بنابراین می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون - جوسیلیوس برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو استفاده کرد.

جدول ۵. نتایج آزمون ایستایی

متغیر	سطح ADF	تفاضل مرتبه اول ADF
LCO2	-۲/۰۴	*-۴/۹۲
LGNI	-۱/۲۲	*-۳/۰۹
LFDI	-۲/۱۶	*-۵/۶۶
LMV	-۲/۷۷	*-۵/۰۲
D ₀ LFDI	-۱/۳۴	*-۶۷۷
D ₁ LFDI	-۱/۴۹	*-۱۱/۲۵

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل خودتوضیح برداری از معیارهای آکائیک و شوارتز استفاده شده است. شایان ذکر است که در تحلیل‌های هم‌انباشتگی نخست باید تعداد وقفه‌های بهینه مدل تعیین شود، سپس، بر مبنای مدل بهینه بردار یا بردارهای هم‌انباشتگی استخراج شود. کم‌ترین مقدار معیارهای آکائیک و شوارتز بیان‌گر وقفه بهینه است.

جدول ۶. تعیین وقفه بهینه مدل var

مدل با لحاظ رژیم تورمی بالا			مدل با لحاظ رژیم تورمی پایین		
وقفه	شوارتز	آکائیک	وقفه	شوارتز	آکائیک
۱	۱۱/۱۳۳۶۴*	۹/۱۹۸۶۴*	۱	۱۱/۷۶۱۹۰*	۱۵/۱۰۰۴۵*
۲	۱۲/۴۰۷۲۹	۱۵/۹۸۲۰۱	۲	۱۶/۲۶۶۵۴	۱۷/۸۲۱۶۴
۳	۱۵/۸۷۷۶۱	۱۷/۱۰۸۶۷	۳	۱۸/۸۷۵۵۱	۱۹/۲۵۴۳۰

*وقفه بهینه

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول ۶ تعداد وقفه‌های بهینه برای مدل خود توضیح برداری بر اساس هر دو معیار آکائیک و شوارتز یک تعیین شده است. به علت ایستابودن متغیرها از درجه یک و به منظور جلوگیری از برازش رگرسیون کاذب با استفاده از آماره اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود بردار هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل بررسی شده است. آزمون حداکثر مقدار ویژه وجود بردار هم‌انباشتگی را در برابر $r+1$ بردار هم‌انباشتگی آزمون می‌کند. آزمون اثر وجود حداکثر r بردار هم‌انباشتگی را در مقابل وجود بیش‌تر از r بردار آزمون می‌کند. نتایج آزمون هم‌انباشتگی در جداول ۷ و ۸ نشان داده شده است:

جدول ۷. آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل در دوره رونق اقتصادی

نتایج آزمون حداکثر ویژه				نتایج آزمون اثر			
فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره	مقدار بحرانی آماره در ۵ درصد	فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره	مقدار بحرانی آماره در ۵ درصد
$r=0$ *	$r \geq 0$	۴۷/۶۷۴۵۰	۳۹/۵۲۱۰۹	$r=0$ *	$r=1$	۱۰۸/۱۱۲۵۱	۹۵/۸۷۶۱۲
$r \leq 1$ *	$r \geq 1$	۳۱/۲۳۶۶۴	۲۹/۸۷۶۱۰	$r \leq 1$ *	$r=2$	۸۷/۴۵۷۷۰	۶۶/۱۲۰۹۸
$r \leq 2$	$r \geq 2$	۲۲/۳۱۳۸۹	۲۶/۱۸۷۵۱	$r \leq 2$	$r=3$	۳۵/۸۳۸۵۳	۴۶/۲۸۴۹۸
$r \leq 3$	$r \geq 3$	۹/۴۷۱۲۷	۱۶/۹۸۴۳۰	$r \leq 3$	$r=4$	۱۴/۷۷۳۶۴	۲۹/۸۸۴۹۶

* سطح اطمینان ۵ درصد را نشان می‌دهد.

با توجه به نتایج جدول و بر اساس مقادیر آماره و حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر و مقدار بحرانی آماره در سطح ۵ درصد، دو بردار هم‌انباشتگی برای مدل با لحاظ دوران رونق تأیید می‌شود.

جدول ۸. آزمون تعداد بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل در دوره رکود اقتصادی

نتایج آزمون حداکثر ویژه				نتایج آزمون اثر			
فرضیه مقابل	فرضیه مقابل	مقدار آماره	مقدار بحرانی آماره در ۵ درصد	فرضیه مقابل	فرضیه مقابل	مقدار آماره	مقدار بحرانی آماره در ۵ درصد
$r = 0$	$r \geq 0$	۸۳/۱۵۶۶۳	۶۲/۰۰۰۶۴	$r = 0$	$r = 1$	۱۰۹/۶۵۶۰۱	۹۹/۰۰۵۸۶
$r \leq 1$	$r \geq 1$	۵۵/۷۳۳۲۱	۴۶/۶۷۰۱۸	$r \leq 1$	$r = 2$	۸۲/۲۹۳۴۱	۵۸/۸۱۴۶۵
$r \leq 2$	$r \geq 2$	۲۰/۵۷۸۳۳	۲۹/۹۹۸۳۶	$r \leq 2$	$r = 3$	۴۲/۹۳۴۱۴	۵۲/۴۱۱۶۸
$r \leq 3$	$r \geq 3$	۸۳/۴۵۴۶	۱۲/۸۸۵۱۰	$r \leq 3$	$r = 4$	۱۶/۵۰۰۹۰	۳۳/۵۱۱۲۱

* سطح اطمینان ۵ درصد را نشان می‌دهد.

با توجه به نتایج جدول ۸ و براساس هر دو آماره حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر، فرضیه صفر آزمون مبنی بر نبود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد می‌شود. براساس نتایج دو بردار هم‌انباشتگی تأیید شده است. از بین این دو بردار هم‌انباشتگی بردار هم‌انباشتگی بهینه براساس سازگاری ضرایب با مبانی نظری و واقعیت‌های آماری انتخاب و تجزیه و تحلیل می‌شود. جدول ۹ نتایج بردار و الگوی هم‌انباشتگی بهینه نرمال شده را نشان می‌دهد:

جدول ۹. بردار هم‌انباشتگی نرمال شده در دوره رونق و رکود اقتصادی

بردار هم‌انباشتگی جوهانسون - جوسیلیوس در دوران رونق			بردار هم‌انباشتگی جوهانسون - جوسیلیوس در دوران رکود		
متغیر	ضریب	انحراف معیار	متغیر	ضریب	انحراف معیار
L CO2	۱		L CO2	۱	
C	۰/۳۴۹۱	۰/۲۱۶۸	C	۰/۱۱۸۳	۰/۰۲۴۲
LGNI	۰/۴۱۶۵	۰/۰۴۳۵	LGNI	۰/۳۹۷۲	۰/۰۵۷۲
LFDI	۰/۱۴۷۶	۰/۰۴۶۸	LFDI	۰/۰۳۹۲	۰/۰۰۶۱
LMV	۰/۱۷۰۳	۰/۰۶۷۱	LMV	۰/۱۰۹۸	۰/۰۳۵۸
D ₀ LFDI	۰/۰۹۲۱	۰/۰۲۶۱	D ₀ LFDI	۰/۰۰۶۸	۰/۰۰۱۲
$LCO2 = 0/1183 + 0/3972 LGDP + 0/0392LFDI + 0/1098LMV + 0/0068 D_1LFDI$ الگوی هم‌انباشتگی دوران رکود					
$L CO2 = 1/3491 + 0/4165GNI + 0/1476LFDI + 0/1703LMV + 0/0921 + D_0LFDI$ الگوی هم‌انباشتگی دوران رونق					

منبع: یافته‌های تحقیق

ملاحظه ضرایب مربوط به تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت و معنی‌داری در محیط زیست در ایران داشته و شدت اثرگذاری آن به‌طور معنی‌داری در دو مدل تخمینی از هم متفاوت است، به‌طوری که تأثیر آن در محیط زیست در معادله تخمینی ۴ در مقایسه با معادله تخمینی ۵ بیش‌تر است. کشش محیط زیست در برابر متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌ترتیب ۰/۱۴۷۶ و ۰/۰۳۹۲ براساس نتایج تخمین معادلات ۴ و ۵ است. شایان ذکر است که این اثرگذاری بیان‌گر متوسط تأثیرات بلندمدت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت زیست‌محیطی و بدون تفکیک دوران رکود و رونق اقتصادی است و نشان می‌دهد که ورود سرمایه‌های مستقیم خارجی در ایران بدون در نظر گرفتن ملاک‌ها و معیارهای زیست‌محیطی و صرفاً به‌منظور دسترسی به بازار محصولات دیگر کشورها، به استفاده گسترده و ناصحیح از منابع و انرژی، تحت فناوری‌های غیردوستانه با محیط زیست، منجر شده و آلودگی فراوانی از جمله انتشار گازهای گل‌خانه‌ای (دی‌اکسیدکربن) را طی دوره مورد مطالعه در پی داشته است.

ضریب متغیر تقاطعی دلالت بر این دارد که دوران رونق مقدار اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست (میزان انتشار دی‌اکسیدکربن) را به اندازه ۰/۰۹۲۱ درصد بیش‌تر از حالت طبیعی افزایش می‌دهد. در واقع با توجه به ضریب متغیر لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌توان چنین استدلال کرد که اگر در اوضاع متعارف سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یک درصد افزایش یابد، کیفیت زیست‌محیطی حدود ۰/۱۴۷۶ درصد کاهش خواهد یافت. به بیان دیگر، در دوران رونق مجموع اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت زیست‌محیطی برابر با ۰/۲۳۹۷ درصد (مجموع دو ضریب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اوضاع متعارف و دوران رونق) خواهد شد. هم‌چنین با توجه به ضریب متقاطع سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در دوران رکود می‌توان نتیجه گرفت که مجموع اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این دوران برابر با ۰/۰۴۶ درصد است. به عبارتی در دوران رکود اقتصادی میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به مقدار ۰/۰۰۶۸ درصد در مقایسه با اوضاع متعارف افزایش می‌یابد. از بررسی‌های به‌دست‌آمده چنین نتیجه‌گیری می‌شود که هر دو دوره، هم رونق و هم رکود، در ایران تأثیر معنی‌دار و منفی در کیفیت محیط زیست دارند، بنابراین، فرضیه نامتقارن بودن تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست در دوره‌های تجاری ایران تأییدشدنی است. هم‌چنین، با توجه به نتایج، فرضیه پناهگاه آلودگی در دوره‌های تجاری ایران را

می‌توان پذیرفت. شایان ذکر است که ادوار تجاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در دوران رونق، با توجه به این‌که از سطح پایداری بالاتری نیز برخوردار است، سطح کیفیت زیست‌محیطی را بیش‌تر از دوران رکود در ایران تخریب و تحت تأثیر قرار می‌دهد.

ضریب لگاریتم درآمد سرانه گویای این است که افزایش تولید تأثیر مثبت و معنی‌داری در میزان آلاینده زیست‌محیطی دی‌اکسیدکربن داشته است، به‌طوری‌که طی دوره موردبررسی کاهش محیط زیست در برابر تولید تقریباً برابر با $0/4165$ درصد در مدل با رونق اقتصادی و $0/3972$ درصد در مدل با رکود اقتصادی است. این نتیجه‌گیری به‌لحاظ نظری و براساس منحنی زیست‌محیطی کوزنتس منطقی است، چراکه در مراحل اولیه رشد اقتصادی، با توجه به اولویت بالای تولید و سطح اشتغال، به‌طور فراوان از منابع طبیعی و انرژی برای رسیدن به رشد اقتصادی بالا استفاده می‌شود و، با توجه به درآمد سرانه پایین، بنگاه‌های اقتصادی قادر به تأمین هزینه‌های کاهش آلودگی نیستند. از طرف دیگر، با گذشت زمان و به‌علت ایجاد صنایع کارخانه‌ای با شدت آلودگی بالا، انحرافات قیمتی به‌ویژه در قیمت حامل‌های انرژی، افزایش حمایت‌های یارانه‌ای شدید از برخی صنایع، نبود سیاست‌های مناسب حفظ محیط زیست و نبود حمایت کافی در این خصوص، و نبود همراهی مردم برای داشتن محیط زیست پاک، همراه با افزایش تولید، آلودگی زیست‌محیطی نیز به‌صورت فزاینده‌ای افزایش می‌یابد.

نتایج جداول دلالت بر تأثیر مثبت و معنی‌دار ارزش افزوده بخش صنعت در میزان آلاینده زیست‌محیطی دارد. پرداخت یارانه‌های پنهان و سنگین انرژی به صنایع و تولیدکنندگان در دوره موردبررسی باعث شده است که تولیدکنندگان به فناوری‌های انرژی‌بر و آلاینده روی آورند. از این‌رو، در فرایند تولید، نهاده سرمایه و انرژی به‌تدریج جانشین نهاده محیط زیست می‌شوند. این امر به نبود کارآیی در مصرف انرژی، افزایش شدت انرژی، و ایجاد مخاطرات زیست‌محیطی منجر می‌شود، البته تأثیر بخش صنعت در آلاینده زیست‌محیطی در دوران رونق که $0/1703$ درصد است در مقایسه با دوران رکود اقتصادی که $0/1098$ درصد است بیش‌تر است.

۵. نتیجه‌گیری

در این مطالعه، با استفاده از داده‌های سری زمانی تأثیرات نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت زیست‌محیطی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۴-۱۳۹۴ بررسی شده است.

فرضیه مطرح شده در این مقاله نامتقارن بودن تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت زیست محیطی در ادوار تجاری اقتصاد ایران است. به منظور بررسی این فرضیه نخست ادوار تجاری با استفاده از مدل مارکوف - سوئیچینگ استخراج شد و سپس با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسون - جوسیلیوس نامتقارن بودن تأثیرات در دوره رونق و رکود بررسی شد. نتایج یافته‌های تجربی نشان داد که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در دوره رونق بیش‌تر از رکود است. هم‌چنین، نتایج نشان می‌دهد که جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سبب افزایش یکنواخت میزان انتشار دی‌اکسیدکربن و در نتیجه کاهش کیفیت محیط زیست می‌شود. به عبارت دیگر، رابطه U معکوس بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و میزان انتشار دی‌اکسیدکربن برقرار نیست و فرضیه لنگرگاه آلودگی در ایران تأیید می‌شود. این نتیجه دلالت بر این موضوع دارد که حتی در دوران رونق اقتصادی و افزایش درآمدهای ناشی از ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز قوانین زیست محیطی شدید در ایران وضع نشده است. این بدین معنی است که هنوز کشور ایران به‌حدی از درآمد نرسیده است که تقاضای مردم برای یک محیط زیست تمیزتر شکل جدی به‌خود گیرد و دولت در پی تقاضای مردم به وضع قوانین زیست محیطی اقدام کند. در چنین حالتی مردم حاضر نیستند که برخی از مصارف خود را فدای حفاظت از محیط زیست کنند. در نتیجه دولت‌ها نیز در پی ایجاد تغییرات تکنیکی نیستند و فناوری‌های سازگار با محیط زیست جانشین فناوری‌های مخرب و آلاینده نخواهد شد. از طرف دیگر، بهبود و ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که سبب افزایش حجم فعالیت‌های اقتصادی مخصوصاً در دوران رونق اقتصادی می‌شود و نوعی تغییر مقیاس را دربر خواهد داشت به افزایش مصرف انرژی در بخش‌های اقتصادی خصوصاً بخش صنعت و نهایتاً افزایش انتشار آلاینده‌ها منجر خواهد شد. از آن‌جا که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یکی از عوامل مهم در رشد و توسعه اقتصادی کشور محسوب می‌شود، بنابراین، سیاست‌گذاران به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه به دنبال جذب آن‌اند. از سوی دیگر در کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ایران، به‌علت نبود کارآیی و نبود تناسب قوانین زیست محیطی با معیارهای بین‌المللی، امکان جلوگیری از تخریب محیط زیست مشکل است. بنابراین، با توجه به تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در میزان آلاینده‌های زیست محیطی در تمامی ادوار اقتصادی، بهتر است دولت علاوه بر توجه به رشد اقتصادی برای کیفیت محیط زیست اهمیت قائل شود و با استفاده از تجربه کشورهای موفق در جذب و به‌کارگیری سرمایه‌های مستقیم خارجی و با اعمال قوانین سخت‌گیرانه زیست محیطی و استفاده از ابزارهای اقتصادی، مانند

مالیات، بخش‌های اقتصادی خصوصاً بخش صنعت را به‌سوی ذخیره‌سازی انرژی، بهبود فناوری تولید به‌سمت استفاده از فناوری‌های نوین و سبز، و تغییر منابع سوخت از سوخت‌های فسیلی به‌سمت سوخت‌های با آلاینده‌گی کم‌تر سوق دهد.

پی‌نوشت‌ها

۱. اختیار معامله یکی از ابزارهای مناسب برای کاهش ریسک سرمایه‌گذاری، افزایش قدرت نقدشوندگی، و فراهم‌آوردن امکان برنامه‌ریزی‌های بلندمدت برای سرمایه‌گذاران در بورس است.
۲. معامله سلف عبارت است از این‌که جنسی به‌صورت نقدی خریداری شود، ولی تحویل آن در آینده باشد.
۳. بیمه‌انکایی ابزاری برای توزیع ریسک در سطح شبکه‌های ملی و جهانی بیمه‌ای است.
۴. توسعه‌ای است که نیازهای زمان حال را بدون به‌مخاطره‌انداختن توانایی نسل‌های آینده در تأمین نیازهایشان فراهم می‌کند.
۵. با توجه به حضور GDP در متغیر درآمد سرانه و سهم ارزش افزوده صنعت از تولید ناخالص ملی آزمون درون‌زایی مدل با استفاده از آزمون دوربین - وو - هاسمن انجام شده است. با توجه به آن‌که ضرایب برآوردشده روش حداقل مربعات دومرحله‌ای و کمیت آماره سارجن برای اهداف مقاله چندان بااهمیت نیستند، به‌منظور ایجاز، از گزارش آن‌ها در متن صرف‌نظر شده است. گفتنی است که با توجه به مقدار p-value آماره وو - هاسمن برابر با $0/82$ برای متغیر سهم ارزش افزوده صنعت از تولید ناخالص ملی، فرضیه صفر که برون‌زایی متغیر را نشان می‌دهد ردشده‌نیست. هم‌چنین برای متغیرهای توضیحی درآمد ناخالص سرانه و ذخیره سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با توجه به مقدار p-value آماره وو - هاسمن به‌ترتیب $0/88$ و $0/46$ برون‌زایی متغیرها (با سطح اطمینان ۹۵ درصد) رد نشده است.

کتاب‌نامه

- اصغری، مریم و پریسا عاملی (۱۳۹۰). «تست فرضیه پناهندگی آلودگی در منطقه اتحادیه اروپا - خلیج فارس»، فصل‌نامه تحقیقات اقتصادی راه‌اندیشه، دوره اول، ش ۳.
- اصغری، مریم و سمیه سالارنظر رفسنجانی‌پور (۱۳۹۲). «تأثیر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر کیفیت محیط زیست کشورهای منتخب حوزه منا»، فصل‌نامه تحقیقات توسعه اقتصادی، ش ۹.
- امین‌رشتی، نارسیس و رقیه معرفتی (۱۳۹۱). «اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر عملکرد زیست‌محیطی در کشورهای منتخب»، فصل‌نامه علوم اقتصادی، ش ۱.

برقی اسکویی، محمدمهدی (۱۳۸۷). «آثار آزادسازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در منحنی زیست‌محیطی کوزنتس»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره چهل و سوم، ش ۸۲، تابستان.

برقی اسکویی، محمدمهدی، فیروز فلاحی، و صنونا خطیبی (۱۳۹۱). «تأثیر تولیدات کارخانه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر انتشار گاز CO₂ در کشورهای عضو گروه D8»، *فصل‌نامه مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ششم، ش ۲۰.

رئوفی، حمیدرضا و کاملیا قلم‌زن نیکو (۱۳۹۰). «عوامل تأثیرگذار بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۲۷ کشور منتخب (پیشرفته و در حال توسعه) از جمله ایران»، *فصل‌نامه علوم اقتصادی*، دوره پنجم، ش ۱۴.

صادقی، سمیه و ثریا صادقی (۱۳۹۲). «پیامدهای زیست‌محیطی رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: شواهدی از کشورهای در حال توسعه»، *پژوهش‌نامه بازرگانی*، ش ۷۰.

صمدی، علی حسین و پریسا بهلولی (۱۳۹۱). «مروری بر الگوهای مارکف سوئیچینگ و کاربردهای آن در اقتصاد»، اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی، روش‌ها و کاربردها، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج.

لشکری زاده، مریم، غزاله نبوی، و نونا تاجداران (۱۳۸۸). «تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر کیفیت زیست‌محیطی»، *فصل‌نامه مدل‌سازی اقتصادی*، دوره پنجم، ش ۱.

محمدی، حسین و فاطمه سخی (۱۳۹۲). «تأثیر تجارت، سرمایه‌گذاری خارجی و توسعه انسانی بر شاخص عملکرد محیط زیست»، *فصل‌نامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، دوره اول، ش ۳.

- Chung Ming, Tsai and Pao Hsiao-Tien (2002). 'Co₂ Emissions, Energyconsumption and Economic Growth in BRIC Countries', *Energy Policy*, 36(10).
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley and Sons, Inc.
- Fielding, D. and K. Shields (2007). 'Asymmetries in The Effect of Monetary Policy: The Case Of South Africa', *Economics Discussion Paper*, No. 0509.
- Frankel, Jeffrey and David Romer (2000). 'Does Trade Cause Growth?', *American Economic Review*, Vol. 89, No. 3.
- Goldfeld, Stephen M. and E. Richard Quandt (1973). 'A Markov Model for Switching Regressions', *Journal of Econometrics*, Vol. 1.
- Grossman, G. M. and A. B. Krueger (1995). 'Economic Growth and the Environment', *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 24.
- Hamilton, J. D. (1989). 'A New Approach to the Economic Analysis of Non-Stationary Time Series and the Business Cycle', *Econometrica*, No. 57.
- He, Xiaoping and Xin Yao (2016). 'Foreign Direct Investments and the Environmental Kuznets Curve: New Evidence from Chinese Provinces', *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 53, Issue 1.
- Krolzig, H. M. (1997). *Markov-Switching Vector Autoregressions, Modellhng, Statistical Inference ad Applications to Business Cycle Analysis*, Berlin: Springer.

- Lee, G. C. (2014). 'Foreign Direct Investment, Pollution and Economic Growth: Evidence from Malaysia', *Applied Economic*, Vol. 41.
- List, J. A. et al. (2003). 'Effects of Environmental Regulations on Manufacturing Plant Births: Evidence from a Propensity Score Matching Estimator', *Review of Economics and Statistics*, 85(4).
- Marin, G. (2010). 'Sector CO₂ and SO_x Emissions, Efficiency and Investment: Homogeneous vs Heterogeneous Estimates Using the Italian NAMEA', *MPRA*.
- Pao, H. T. and C. H. Tsai (2013). 'Multivariate Granger Causality between CO₂ Emissions, Energy Consumption, FDI (Foreign Direct Investment) and GDP (Gross Domestic Product): Evidence from a Panel of a BRIC (Brazil, Russian Federation, India, and China) Countries', *Energy*, Vol. 36.
- Peng, W. B. et al. (2011). 'VAR Analysis of Foreign Direct Investment and Environmental Regulation: China's Case', *Business and Economic Horizons*, No. 5.
- Quandt, R. E. (1972). 'A New Approach to Estimating Switching Regressions', *Journal of American Statistical Assoc*, 67(338).
- Stern, D. I., M. S. Common, and E. B. Barbier (2004). 'Economic Growth and Environmental Degradation: The Environmental Kuznets Curve and Sustainable Development', *World Dev*, 24(7).
- Wheeler, D. and N. Birdsall (2004). 'Trade Policy and Industrial Pollution in Latin America: Where Are the Pollution Havens?', *Journal of Environment and Development*, 2(1).
- Yingfu, X., Y. Jun, and R. Bo (2007). 'A General Autoregressive Model with Markov Switching: Estimation and Consistency Research Report', Centre of Bio Stochastics, Swedish University of Agricultural Sciences Report, Vol. 6.