

تأثیر دوران رونق و رکود اقتصادی در اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست رہیافت 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 به همراه داشته است. در پژوهش حاضر، تلاش شده است با استفاده از روش مارکوف - سوئیچینگ و داده‌های سری زمانی طی دوره ۱۳۹۴ تا ۱۳۵۴ 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 چهار چوب مدل‌های اقتصادستنجی با بهره‌گیری از روش هم‌ابنشتگی 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. به طوری 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 آلدگی در دوره‌های تجاری ایران دارد.

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

طبقه‌بندی JEL: F18, Q52

۱. مقدمه

سرمایه‌گذاری خارجی یکی از مهم‌ترین روش‌های تأمین مالی خارجی به روش غیراستقراضی است که معمولاً ریسک دارد و تصمین‌های دولتی کشور میزبان را به همراه ندارد. طی دهه‌های اخیر در عرصهٔ جهانی، انواع گوناگون جریان سرمایه‌گذاری رشد بالای 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 انتکابی^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 بیان گر نفشن 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 به همراه 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؟ به عبارت دیگر، آیا تجارت و سرمایه‌گذاری برومنزی موجب تخریب یا بهبود کیفیت محیط زیست می‌شود؟ شواهد به دست آمده از ادبیات این حوزه تا حدی مبهم است. تجارت و سرمایه‌گذاری در داخل یک کشور می‌تواند به دو شکل باعث پی‌آمد های 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 رو به رشد جهانی ممکن است باعث اتمام منابع و برخی فعالیت‌ها و درنهایت به تخریب محیط زیست منجر شود. از سوی دیگر، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور میزبان از طریق تأثیرات سریز 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 نگارش 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 معنادار داشته باشند. براین اساس، در

بخش دوم مقاله مبانی نظری بررسی شده است؛ بخش سوم مطالعات داخلی و خارجی درباره موضوع بررسی شده است و در بخش‌های چهارم و پنجم نتایج و پیشنهادها ذکر شده است.

۲. مبانی نظری

باتوجه به این که هدف اصلی بسیاری از سیاست‌های اقتصادی دست‌یابی به رشد اقتصادی بالاتر است، مخاطرات زیست‌محیطی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی به موضوعی بحث‌برانگیز تبدیل شده است. ازان‌جا که مطالعات پژوهشی در زمینه رابطه محیط زیست و سیاست‌های اقتصادی محدود است و اغلب کشورهای درحال توسعه از لحاظ آلدگی‌های زیست‌محیطی جزو کشورهای آلاند، ازین‌رو، به علت اهمیت مسائل زیست‌محیطی، انجام‌دادن مطالعاتی در زمینه محیط زیست برای کشورهای درحال توسعه‌ای مانند ایران ضروری به نظر می‌رسد. در بررسی‌های اقتصادی کمبود سرمایه یکی از عوامل توسعه‌نیافتنگی است. کمبود سرمایه از عوامل اصلی گرفتارشدن بسیاری از کشورها در چرخه باطل فقر است. اگر دولتها نتوانند به گونه‌های مناسب به منابع مالی دست‌رسی یابند، فعالیت‌های اقتصادی آن‌ها در زمینه رشد و توسعه با دشواری رویه‌رو خواهد شد. دراین‌صورت، یکی از راه‌ها استفاده از سرمایه‌های انباشته شده در دیگر کشورهای است. از دو راه می‌توان به سرمایه‌های خارجی دست یافت: اول وام‌گیری از کشورها و مؤسسات مالی خارجی و دوم جذب مستقیم سرمایه (اصغری و عاملی ۱۳۹۰). سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ازسوی کشورهای توسعه‌یافته به‌طور مثبت با شدت سیاست‌های زیست‌محیطی مرتبط است و آلدگی در کشورهای درحال توسعه نیز به‌طور مستقیم با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این کشورها در ارتباط است. دلایل بسیاری بیان می‌کند که چرا در کشورهای درحال توسعه شدت آلدگی بالا و قوانین زیست‌محیطی ضعیف است یا اجراشدنی نیست. دلیل اول این‌که با افزایش درآمد تقاضا برای کیفیت محیط زیست افزایش می‌یابد. بنابراین، کشورهای توسعه‌یافته، که درآمد بالاتری در مقایسه با کشورهای درحال توسعه دارند و تقاضا برای داشتن محیط زیست پاک در آن‌ها بیش‌تر صورت می‌گیرد، از وضع و اجرای قوانین محیط زیست به خوبی حمایت می‌کنند که این موضوع در کشورهای درحال توسعه بر عکس است؛ دوم، رشد اقتصادی کشورهای درحال توسعه مرتبط با تغییراتی در ساختار آن‌ها از کشاورزی به

صنعتی است. بنابراین، سرمایه‌گذاری در بخش صنعت افزایش می‌باید و به علت ضعف یا اجرایی نشدن قوانین زیست‌محیطی به بدتر شدن وضعیت زیست‌محیطی منجر می‌شود (Frankel and Romer 2000). نحوه اثر گذاری 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 رود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. برخی از دانشمندان مانند استرن و همکاران (Stern et al. 2004) معتقدند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به علت اثر گذاری 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 اکثرًا در نیمه چپ منحنی کوزنتس قرار گرفته‌اند، با افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، که سبب افزایش رشد اقتصادی می‌شود، کیفیت زیست‌محیطی خود را تنزل می‌بخشنند.

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 آاینده مزیت داشته باشد و در تولید آن تخصصص پیدا کند، در آن صورت تأثیر ترکیب به واسطه تغییر ترکیب کالاهای تولیدی کشور به سمت کالاهای آاینده موجب تحریب 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 تخصصص پیدا می‌کنند. از این‌رو، 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 تحریب بیشتر محیط زیست می‌شود، چراکه براساس تئوری پناهگاه آلودگی کشورهای با سیاست‌ها و قوانین زیست‌محیطی قوی عمدتاً تمایل دارند که صنایع آاینده خود را در قالب تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشورهایی صادر کنند که معیارهای

زیست محیطی 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 آلایندگی 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 ملائم، درخصوص 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 متهی 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).

باتوجه به پیش‌بینی‌های صورت گرفته براساس فرضیه پناهگاه آلودگی، درخصوص انتقال صنایع آلاینده به کشورهایی با سیاست‌های زیست محیطی ملائم، 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 رقابت پذیری آن‌ها نمی‌گذارد. هم‌چنین در کشورهایی که سیاست زیست محیطی بالای ندارند ممکن است، به علت ناطمنیانی و ریسک‌های بالای سرمایه‌گذاری، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پایین باشد و در این صورت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر معناداری 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 مدافعان 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 نهادهای کمتری استفاده می‌شود که ممکن است آلاینده نیز باشند؛ ب) تغییرات مشخص در فرایندهای انتشار و ایجاد آلودگی، به طوری که درازای 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 آلدگی 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 تسريع 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، بهدلیل 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 براثر 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 بر جا می‌گذارد. با فرض این که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی موجب ورود فناوری‌های دوستدار محیط زیست می‌شود، در آن صورت، بهدلیل افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اگر تأثیر فناوری بر تأثیر مقیاس و تأثیر ترکیب (در حالت کشوری با مزیت نسبی در صنایع آلاینده) غالب شود 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 سوی 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 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 براثر ورود سرمایه‌گذاری‌های خارجی میزان فناوری‌های دوستدار محیط زیست افزایش یابد، تأثیر فناوری تقویت شود، و بر تأثیر مقیاس غلبه کند، آن‌گاه با فرض تغییر ترکیب تولید (از کالاهای آلاینده به‌سمت کالاهای پاک) کیفیت محیط زیست بهبود می‌یابد، در صورتی که، تأثیر مقیاس بیشتر تقویت شود و بر تأثیر فناوری غالب شود، آن‌گاه با واردشدن اقتصاد به دوران رونق و لحظه تأثیر ترکیب، که بیان‌گر مزیت نسبی در تولید کالاهای آلاینده است، در کشورهای در حال توسعه باعث کاهش کیفیت محیط زیست می‌شود. پیش‌بینی می‌شود براثر 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 لحظه تأثیر ترکیب تحت تأثیر قرار می‌گیرد. با توجه به میزان و تأثیرات مثبت و منفی ای که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست در دوران رونق و رکود اقتصادی بر جای می‌گذارد، سؤالی که مطرح می‌شود این است که در اوضاع رکود و رونق اقتصادی آیا تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران معنادار 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

لشکری‌زاده و همکاران (۱۳۸۸) تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت زیستمحیطی شش کشور در حال توسعهٔ مالزی، تایلند، اندونزی، سنگاپور، فیلیپین، و ایران را طی سال‌های ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۵ با استفاده از رهیافت هم‌جمعی بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت و معناداری در آلاینده‌دی اکسیدکربن در تمامی کشورهای موردنبررسی، 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.

برقی اسکویی 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 تا ۲۰۱۰ و با روش گشتاورهای تعیین‌یافته برآورد شده بود، نشان داد که در روش تأثیرات ثابت همه متغیرهای موردنظری به جز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رابطه‌ای مثبت و معنادار با انتشار گاز دی‌اکسیدکربن دارند. در روش گشتاورهای تعیین‌یافته نیز همه متغیرهای برآورده شده مثبت و معنا دارند.

صادقی و صادقی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای پی‌آمدی‌ای زیستمحیطی رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بررسی کردند. برای این منظور، از آزمون هم‌گرایی پدرونی و روش Fully Modified OLS/FMOLS برای به‌دست‌آوردن 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 درنتیجه 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 موردنظری تأیید می‌شود.

محمدی و سخی (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 این‌رو، فرضیه پناهگاه آلودگی در گروه کشورهای با درآمد پایین رد نمی‌شود.

اصغری و رفسنجانی‌پور (۱۳۹۲) در تحقیق خود تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در میزان آلینده دی‌اکسیدکربن را در دوازده کشور منتخب حوزه‌منا در دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۱ بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به منطقه تأثیر مثبت و معناداری در میزان انتشار آلینده 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 تا ۲۰۰۹ با استفاده از روش (Vector Autoregression Regression/ VAR) بررسی کردند. نتایج توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که تأثیر اعمال قوانین زیستمحیطی در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با گذشت زمان کاهش می‌یابد. به عبارتی فرضیه لنگرگاه آلودگی تأیید می‌شود.

پائو و تسای (Pao and Tsai 2013) تأثیر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در تخریب زیستمحیطی را با استفاده از روش پانل هم‌جمعی در کشورهای بزریل، جمهوری روسیه، هند، و چین بررسی کردند. نتایج دلالت بر وجود رابطه بلندمدت میان رشد اقتصادی و تخریب زیستمحیطی هم‌چنین تأیید منحنی زیستمحیطی کوزنتس داشت. علاوه براین، علیت گرنجری حاکی از رابطه دوطرفه علت و معلولی میان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و آلاینده‌های سوختی است.

لی (Lee 2014) رابطه بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و آلاینده‌های 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 یک‌طرفه از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به رشد اقتصادی و از آلاینده سوختی به رشد اقتصادی هم‌چنین از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به سمت آلاینده در کوتاه‌مدت دارد.

هی و یائو (He and Yao 2014) با استفاده از رگرسیون انتقالی پانل دیتا (panel smooth transition regression) تأثیر رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری 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 زیستمحیطی کوزنتس فقط برای دو آلاینده دوده و گردوبغار صادق است و برای آلاینده‌های دی‌اکسیدکربن و نیتروژن و سولفور منحنی کوزنتس تأییدشدنی نیست. هم‌چنین تأثیر معنادار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در منحنی کوزنتس مشخص شد و فرضیه لنگرگاه آلودگی تا حدی صادق بود.

باتوجه به مطالعات انجام شده در داخل و خارج از کشور، جنبه نوآوری مطالعه حاضر را در لحاظ کردن تأثیر دوره‌های تجاری ایران، در حکم متغیر اثرگذار و جدید، در رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و محیط زیست می‌توان ذکر کرد.

۴. روش و مدل تحقیق

۱.۴ استخراج ادوار تجاری با استفاده از مدل مارکوف - سوئیچینگ

چرخه‌های تجاری نوعی از نوسانات‌اند که در کل فعالیت‌های اقتصادی کشورهایی به وجود می‌آیند که اقتصاد خود را اغلب براساس اقتصاد بازار یا فعالیت‌های بنگاه‌های 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 به‌دنبال دارد و دوباره پس از مدتی به مرحله رونق در چرخه بعدی متهمی 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 خطی‌بودن 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 اولین‌بار 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 به صورت ملايم و آهسته انجام می‌گيرد مانند مدل‌های smooth transition autoregressive و شبکه عصبي مصنوعي؛ در برخی دیگر از این مدل‌های غیرخطی اين انتقال به سرعت انجام می‌گيرد که مدل مارکوف - سوئیچینگ از اين مدل‌هاست؛ همچنان در مدل مارکوف - سوئیچینگ، به منظور تفکیک متغیرهای سری زمانی 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 به دفعات و برای مدت

کوتاهی اتفاق بیفتد؛ دوم، تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به مثابه 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 ووابسته، مشروط به درون‌زابودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (رژیم‌های گوناگون)، قادر است (Yingfu et al. 2007: 12).

در مدل مارکوف-سوئیچینگ فرض می‌شود که رژیم رخداده در زمان t مشاهده شدنی نیست و به فرایند مشاهده‌ناپذیری S_t بستگی دارد. در یک مدل با دو رژیم می‌توان فرض کرد که S_t مقادیر ۱ و ۲ را اختیار می‌کند. مدل دورزیمی را می‌توان 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 می‌توان نوشت:

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

به منظور تکمیل مدل، باید ویژگی‌های فرایند S_t مشخص شود. در مدل مارکوف-سوئیچینگ، S_t یک فرایند مارکوف از درجه اول در نظر گرفته می‌شود. این فرض بیان‌گر این نکته است که S_t فقط به رژیم دوره قبل یعنی S_{t-1} بستگی دارد. برای تخمین مدل‌های تبدیل مارکوف از تابع احتمال مشترک بین وقوع y_t و S_t ها استفاده می‌شود. به طوری که براساس خاصیت توابع حداکثر درست‌نمایی (maximum likelihood estimation)، به منظور حداکثر کردن احتمال رخداد نمونه موردنبررسی در جامعه آماری، احتمال وقوع مشترک کمیت‌های تصادفی در نمونه حداکثر می‌شود. بدین ترتیب، با توجه به تابع احتمال مشترک، از روش حداکثر درست‌نمایی برای برآورد تمامی کمیت‌های تصادفی مدل‌های تبدیل مارکوف استفاده می‌شود (Chung Ming and Hsiao-Tien 2002: 5). می‌توان مدل مارکوف-سوئیچینگ را برای ضرایب جملات خودتوضیح، برای m رژیم و p وقفه، به صورت رابطه ۳ نوشت (Yingfu et al. 2007: 12):

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

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

در معادله اول، علاوه بر ضرایب خودتوضیح، عرض از مبدأ نیز وابسته به رژیم هاست. در معادله دوم فقط ضرایب خودتوضیح به رژیم‌ها وابسته‌اند. از بین این دو مدل، هرکدام که بیشترین مقدار راست‌نمایی را داشته باشد انتخاب می‌شود و برای به دست آوردن دوره‌های رونق و رکود، بعد از تعیین وقفه، تعداد رژیم بهینه انتخاب و مدل برآورد می‌شود (صمدی و همکاران ۱۳۹۱). در مدل MSM-AR همیلتون (1989) (Hamilton) رکود و رونق در قالب فرایند انتقال رژیم تبیین می‌شوند که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی آن را ایجاد می‌کند. به طوری که میانگین نرخ رشد تولید در رژیم رونق مثبت و در رژیم رکود منفی خواهد بود. با توجه به این‌که هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیرات نامتقاضان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت زیست‌محیطی در ادوار تجاری (رکود و رونق اقتصادی) است، بنابراین، به منظور دست‌یابی به این مهم، فرضیه نامتقاضان 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 انجام شده، 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 ذیل در این تحقیق در نظر گرفته شده‌اند:

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

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

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؛^۵
۵. D₀: متغیر مجازی است که در دوره رونق مقدار یک و برای بقیه حالات مقدار صفر می‌گیرد؛
۶. D₁: متغیر مجازی است که در دوره رکود مقدار یک و برای بقیه حالات مقدار صفر می‌گیرد؛
۷. D₀LFDI: تأثیر متغیر تقاطعی دوران رونق و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی؛
۸. D₁LFDI: تأثیر متغیر تقاطعی دوران رکود و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی.

در مدل مذکور، 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. همچنان 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. درواقع، با برآورد این دو ضریب می‌توان نامتقارن‌بودن 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 تصریح شده 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 رژیم‌های دو تا چهار است:

جدول ۱. تعیین تعداد رژیم‌ها

تعداد رژیم	ML	AIC
۲*(رژیم بهینه)	*۸۳/۸۶۰۱	*۹۲/۱۵۹۹
۳	-۱۰۷/۱۱۰۹	۱۱۷۲۲۰۵
۴	-۹۸/۶۳۰۲	۱۴۲/۸۵۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول نشان می‌دهد که تعداد رژیم بهینه برای برآورد مدل دو است. به‌طوری که مقدار آماره آکائیک در حالت دورزیمی 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. درنتیجه، برای این‌که بتوان بهترین حالت را برگزید از مقدار حداکثر راستنمایی این حالات‌ها 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

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

جدول ۳. نتایج تخمین مدل MSM(2)-AR(3)

متغیر	ضریب	t-Statistic
μ_1	*۴/۳۷۶۱	۷/۶۱۸
μ_2	*-۴/۷۰۰۴	-۴/۹۰۶۲
DLGDPt-1	*۱/۷۰۵۳	۱۰/۹۸۵۴
DLGDPt-2	*-۰/۲۸۲۳	-۲/۳۷۸۴
DLGDPt-3	۰/۰۶۳۱	۰/۲۵۹۸
Linearity test	* ۲۸/۹۸۶۱(۰/۰۰۰۴)	

* سطح اطمینان ۱ درصد را نشان می‌دهد.

منبع: یافته‌های تحقیق

باقotope به آزمون LR می‌توان خطی بودن بین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و مقادیر گذشته آن را رد کرد. درنتیجه، 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 ردشدنی است و از این‌رو، به استفاده از مدلی با دو رژیم متفاوت مجازیم. همچنین نتایج مدل برآورده نشان می‌دهد که در هر دو رژیم عرض از مبدأ 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) به منظور استخراج ادوار تجاری حاکی از آن است که در دوره زمانی موردمطالعه نرخ رشد تولید ناخالص داخلی تفکیک‌پذیر به دو رژیم با میانگین نرخ رشد مثبت و منفی است که این ضرایب نیز از لحاظ آماری معنادارند. 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 (۴/۳۷۶۱) نشان‌دهنده دوران رونق و رژیم دوم با میانگین منفی نرخ رشد (۴/۷۰۰۴) 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 ۲ (رکود)	رژیم ۱ (رونق)
۰/۸۲۵۲۷۴	۰/۱۷۴۷۲۶
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 بیشتری دارد. به عبارت دیگر، اگر در دوره‌ای با نوسان پایین در نرخ رشد اقتصادی روبرو 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:

$$\left\{ \begin{array}{l} 1 = \text{برای رژیم سال های ۱} \\ 0 = \text{برای سایر سال ها} \end{array} \right. \quad D1:$$

$$\left\{ \begin{array}{l} 2 = \text{برای رژیم سال های ۲} \\ 0 = \text{برای سایر سال ها} \end{array} \right. \quad D2:$$

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 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:

$$\left\{ \begin{array}{l} D1 * LFDI = D1LFDI \\ D2 * LFDI = D2LFDI \end{array} \right. \quad (7)$$

پس از به دست آوردن دوران رونق و رکود اقتصادی با استفاده از روش مارکوف-سوئیچینگ با به کار بردن روش هم‌انباشتگی جوهانسون - جوسیلیوس تأثیرات دوره‌های تجاری در رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و کیفیت زیست‌محیطی برآورده می‌شود. داده‌های تحقیق شامل سری زمانی متغیرهای است 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 به دست آوردن رابطه بلندمدت میان متغیرها، نخست ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعیین یافته (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	ADF سطح	تفاضل مرتبه اول
LCO2	-۰/۰۴	*-۰/۹۲
LGNI	-۰/۰۲	*-۰/۰۹
LFDI	-۰/۰۶	*-۰/۶۶

تأثیر دوران رونق و رکود اقتصادی در اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ... ۱۵۹

LMV	-۲/۷۷	*-۵/۰۲
D ₀ LFDI	-۱/۳۴	*-۶/۷۷
D ₁ LFDI	-۱/۴۹	*-۱۱/۲۵

منبع: یافته‌های تحقیق

به منظور تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل خودتوضیح برداری از معیارهای آکائیک و شوارتر 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 شوارتر بیان‌گر وقفه بهینه است.

جدول ۶. تعیین وقفه بهینه مدل var

مدل با لحاظ رژیم تورمی پایین		مدل با لحاظ رژیم تورمی بالا	
وقفه	شوارتر آکائیک	وقفه	شوارتر آکائیک
۱	*۹/۱۹۸۶۴ ۱۱/۱۳۳۶۴*	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

براساس جدول ۶ تعداد وقفه‌های بهینه برای مدل خودتوضیح برداری براساس هر دو معیار آکائیک و شوارتر 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 r 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 اثر				نتایج آزمون اثر			
فرضیه آماره در ۵ درصد							
صفر	مقابل	مقابل	بحرانی آماره	بحرانی آماره	مقابل	مقابل	صفر

۱۶۰ / اقتصاد و تجارت نوین، سال سیزدهم، شماره دوم، تابستان ۱۳۹۷

$r=0$ *	$r \geq 0$	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.

باتوجه به نتایج جدول و براساس مقادیر آماره و حداقل 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 حداقل ویژه				نتایج آزمون اثر			
فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار بحرانی آماره در ۵ درصد	مقدار آماره	فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار بحرانی آماره در ۵ درصد	مقدار آماره
$r=0$ *	$r \geq 0$	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
$r \leq 3$	$r \geq 3$	۸۳۴۵۴۶	۱۲/۸۸۵۱۰	$r \leq 3$	$r=4$	۱۶/۵۰۰۹۰	۳۳/۵۱۱۲۱

* سطح اطمینان ۵ درصد را نشان می‌دهد.

باتوجه به نتایج جدول ۸ و براساس هر دو آماره حداقل مقادیر ویژه و آزمون اثر، فرضیه صفر آزمون مبنی بر نبود رابطه همانباشتگی بین متغیرهای مدل در سطح معناداری ۵ درصد رد می‌شود. براساس نتایج دو بردار همانباشتگی تأیید شده است. ازین این دو بردار همانباشتگی بردار همانباشتگی بهینه براساس سازگاری ضرایب با مبانی نظری و واقعیت‌های آماری انتخاب و تعزیز 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				
انحراف معیار	ضریب	متغیر	انحراف معیار	ضریب	متغیر

تأثیر دوران رونق و رکود اقتصادی در اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ... ۱۶۱

	۱	L CO2		۱	L CO2
۰/۲۱۶۸	۱/۳۴۹۱	C	۰/۰۲۴۲	۰/۱۱۸۳	C
۰/۰۴۳۵	۰/۴۱۶۵	LGNI	۰/۰۵۷۲	۰/۳۹۷۲	LGNI
۰/۰۴۶۸	۰/۱۴۷۶	LFDI	۰/۰۰۶۱	۰/۰۳۹۲	LFDI
۰/۰۶۷۱	۰/۱۷۰۳	LMV	۰/۰۳۵۸	۰/۱۰۹۸	LMV
۰/۰۲۶۱	۰/۰۹۲۱	D0LFDI	۰/۰۰۱۲	۰/۰۰۶۸	D1LFDI
$LCO2 = ۰/۱۱۸۳ + ۰/۳۹۷۲ LGDP + ۰/۰۳۹۲ LFDI + ۰/۰۹۸ LMV + ۰/۰۰۶۸ D1LFDI$					
الگوی همانباشتگی دوران رکود					
$D0LFDI / ۰/۰۹۲۱ + LMV + ۰/۱۷۰۳ LFDI + ۰/۱۴۷۶ GNI + ۰/۰۴۱۶۵ + ۱/۳۴۹۱ L CO2 =$					
الگوی همانباشتگی دوران رونق					

منبع: یافته‌های تحقیق

مالحظهٔ ضرایب مربوط به تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط زیست حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت و معناداری در محیط زیست در ایران داشته و شدت اثرگذاری آن به طور معناداری در دو مدل تخمینی از هم متفاوت است، به‌طوری که تأثیر آن در محیط زیست در معادلهٔ تخمینی ۴ در مقایسه با معادلهٔ تخمینی ۵ بیشتر است. کشش محیط زیست در برابر متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌ترتیب $۰/۰۰۳۹۲$ و $۰/۱۴۷۶$ 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 درنظر گرفتن ملاک‌ها و معیارهای زیست‌محیطی و صرفاً به‌منظور دسترسی به بازار محصولات دیگر کشورها، به استفادهٔ 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 دورهٔ مورد مطالعه درپی 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 اندازهٔ $۰/۰۹۲۱$ درصد بیش‌تر از حالت طبیعی افزایش می‌دهد. درواقع 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. بهیان دیگر، در دوران رونق مجموع اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت زیستمحیطی برابر با $0/2397$ درصد (مجموع دو ضریب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اوضاع متعارف و دوران رونق) خواهد شد. همچنین با توجه به ضریب مقاطع سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در دوران رکود می‌توان نتیجه گرفت که مجموع اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این دوران برابر با $0/046$ درصد است. به عبارتی در دوران رکود اقتصادی میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به مقدار $0/0068$ درصد در مقایسه با اوضاع متعارف افزایش می‌یابد. از بررسی‌های به دست آمده چنین نتیجه‌گیری می‌شود که هر دو دوره، هم رونق و هم رکود، در ایران تأثیر معنادار و منفی در کیفیت محیط زیست در دوره‌های فرضیه نامتقارن‌بودن 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 این که 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 معناداری در میزان آلاینده زیستمحیطی دی‌اکسیدکربن داشته است، به‌طوری که طی دوره موردنبررسی کشش 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. ازسوی 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 به صورت فزاینده‌ای افزایش می‌یابد.

نتایج جداول دلالت بر تأثیر مثبت و معنادار ارزش افزوده بخش صنعت در میزان آلاینده زیستمحیطی دارد. پرداخت یارانه‌های پنهان و سنگین انرژی به صنایع و تولیدکنندگان در

دوره موردنرسی باعث شده است که تولیدکنندگان به فناوری‌های انرژی‌بر و آلاینده روی آورند. از این‌رو، در فرایند تولید، نهاده سرمایه و انرژی به تدریج 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 ۰/۱۷۰۳ درصد است در مقایسه با دوران رکود اقتصادی، که ۰/۱۰۹۸ 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 تا ۱۳۹۴ بررسی شده است. فرضیه مطرح شده در این مقاله نامتقارن‌بودن تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کیفیت زیستمحیطی 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 همانشتنگی جوهانسون - جوسیلیوس نامتقارن‌بودن 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 دی‌اسیدکربن و درنتیجه کاهش کیفیت محیط زیست می‌شود. به عبارت دیگر، رابطه U معکوس بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و میزان انتشار دی‌اسیدکربن برقرار نیست و فرضیه لنگرگاه آلدگی 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 زیستمحیطی شدید در ایران وضع نشده است. این بدین معناست که هنوز کشور ایران به حدی از درآمد نرسیده است که تقاضای مردم برای یک محیط زیست تمیزتر شکل جدی به خود گیرد و دولت در پی تقاضای مردم به وضع قوانین زیستمحیطی اقدام کند. در چنین حالتی مردم حاضر نیستند که برخی از مصارف خود را فدای حفاظت از محیط زیست کنند. درنتیجه دولتها نیز در پی ایجاد تغییرات تکنیکی نیستند و فناوری‌های سازگار با محیط زیست جانشین فناوری‌های مخرب و آلاینده نخواهد شد. از سوی دیگر، بهبود و ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که سبب افزایش حجم فعالیت‌های اقتصادی

مخصوصاً در دوران رونق اقتصادی می‌شود و نوعی تغییر مقیاس را در بر 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 به‌دلیل جذب آن‌اند. از سوی دیگر، در کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ایران، به‌علت نبود کارآیی و نبود تناسب قوانین زیست‌محیطی با معیارهای بین‌المللی، امکان جلوگیری از تخریب محیط زیست مشکل است. بنابراین، باتوجه به تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در میزان آلاینده‌های زیست‌محیطی در تمامی ادوار اقتصادی، بهتر است دولت علاوه‌بر 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 زیست‌محیطی و استفاده از ابزارهای اقتصادی مانند مالیات، بخش‌های اقتصادی خصوصاً بخش صنعت را به‌سوی ذخیره‌سازی انرژی، بهبود فناوری تولید به‌سمت استفاده از فناوری‌های جدید و سبز، و تغییر منابع سوخت از سوخت‌های فسیلی به‌سمت سوخت‌های با آلایندگی 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 تحويل آن در آینده باشد.
۳. بیمه اتکابی ابزاری برای توزیع ریسک در سطح شبکه‌های ملی و جهانی بیمه‌ای است.
۴. توسعه‌ای است که نیازهای زمان حوال را بدون به‌مخاطره‌انداختن توانایی نسل‌های آینده در تأمین نیازهایشان فراهم می‌کند.
۵. باتوجه 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. باتوجه به آن‌که ضرایب برآورده شده روش حداقل مربعات دومرحله‌ای و کیت آماره سارجن برای اهداف مقاله چندان بالاهمیت نیستند، به‌منظور ایجاز، از گزارش آن‌ها در متن صرف‌نظر شده است. گفتنی است که باتوجه به مقدار $p\text{-value}$ آماره وو - هاسمن برابر با 0.82 برای متغیر سهم ارزش افزوده صنعت از تولید ناخالص ملی، فرضیه صفر، که بروزنزایی متغیر را نشان می‌دهد، ردشدنی

نیست. همچنان برای متغیرهای توضیحی درآمد ناخالص سرانه و ذخیره سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با توجه به مقدار p-value آماره وو - هاسمن به ترتیب ۰/۸۸ و ۰/۴۶ بروزنزایی 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 »، فصل نامه تحقیقات اقتصادی راه انداشته، دوره اول، ش. ۳.
- اصغری، مریم و سمیه سالار نظر رفسنجانی پور (۱۳۹۲)، « تأثیر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر کیفیت محیط زیست کشورهای منتخب حوزه منا »، فصل نامه تحقیقات توسعه اقتصادی، ش. ۹.
- امین‌رشتی، نارسیس و رقیه معرفی (۱۳۹۱)، « اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر عملکرد زیست‌محیطی در کشورهای منتخب »، فصل نامه علوم اقتصادی، ش. ۱.
- برقی اسکوبی، محمد مهدی (۱۳۸۷)، « آثار آزادسازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در منحنی زیست‌محیطی کوزتس »، مجله تحقیقات اقتصادی، دوره چهل و سوم، ش. ۸۲ تابستان.
- برقی اسکوبی، محمد مهدی، فیروز فلاحتی، و صونا خطیبی (۱۳۹۱)، « تأثیر تولیدات کارخانه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر انتشار گاز CO_2 در کشورهای عضو گروه D8 »، فصل نامه مدل‌سازی اقتصادی، دوره ششم، ش. ۲۰.
- رئوفی، حمیدرضا و کاملیا قلمزن نیکو (۱۳۹۰)، « عوامل تأثیرگذار بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۲۷ کشور منتخب (پیشرفت و درحال توسعه) از جمله ایران »، فصل نامه علوم اقتصادی، دوره پنجم، ش. ۱۴.
- صادقی، سمیه و ثریا صادقی (۱۳۹۲)، « بی‌آمدهای زیست‌محیطی رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: شواهدی از کشورهای در حال توسعه »، پژوهشنامه بازرگانی، ش. ۷۰.
- صادقی، علی‌حسین و پریسا بهلوی (۱۳۹۱)، « مروری بر الگوهای مارکف سوئیچینگ و کاربردهای آن در اقتصاد »، اولین همایش بین‌المللی اقتصاد‌سنجی، روشنها و کاربردها، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنترج.
- لشکری‌زاده، مریم، غزاله نبوی، و نونا تاجداران (۱۳۸۸)، « تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر کیفیت زیست‌محیطی »، فصل نامه مدل‌سازی اقتصادی، دوره پنجم، ش. ۱.
- محمدی، حسین و فاطمه سخنی (۱۳۹۲)، « تأثیر تجارت، سرمایه‌گذاری خارجی و توسعه انسانی بر شاخص عملکرد محیط زیست »، فصل نامه سیاست‌های راهمبردی و کلان، دوره اول، ش. ۳.

- 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, Modelling, Statistical Inference and 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.