تحقیقات اقتصادی / دورهٔ ۵۰، شمارهٔ ۱، بهار ۱۳۹۴ / ص ۹۸-۷۵

تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ ارز حقیقی و آزادسازی اقتصادی بر صادرات غیرنفتی ایران (همراه با آزمون علیت تودا یاماموتو)

خسرو پیرایی[۱]، مونا تاسان[۲*]، محمد دانش‌نیا[۳]

۱. دانشیار دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز
kh.piraee@gmail.com

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز
M.tasan@yahoo.com

۳. کارشناس بازرگانی داخلی سازمان صنعت، معدن، و تجارت استان فارس، ادارهٔ جهرم
mohammad.daneshnia@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۵/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۲/۱۹

چکیده

وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی و مشتقات این دسته از فرآورده‌ها سبب شده اقتصاد کشور به‌شدت تحت تأثیر نوسانات و بی‌ثباتی‌های ناشی از قیمت‌گذاری این محصولات قرار گیرد. بنابراین، توسعهٔ صادرات غیرنفتی، ضروری به‌نظر می‌رسد. این تحقیق به دنبال بررسی علیت و تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، آزادسازی اقتصادی و نرخ ارز حقیقی بر صادرات غیرنفتی ایران است. در این پژوهش از آمار سالیانه، طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۳ ـ ۱۳۸۷، روش خودتوضیح برداری (VAR)، و علیت تودا- یاماموتو استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان‌دهندهٔ تأثیر مثبت و معنی‌دار آزادسازی اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، و نرخ حقیقی ارز بر صادرات غیرنفتی است. همچنین، وجود یک رابطهٔ علیت از طرف نرخ ارز حقیقی و درجهٔ بازبودن اقتصادی به صادرات غیرنفتی به‌اثبات می‌رسد.

طبقه‌بندی JEL: F19, F21, F31, F41

واژه‌های کلیدی: آزادسازی اقتصادی، روش خودتوضیح برداری، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، صادرات غیرنفتی، علیت تودا- یاماموتو، نرخ ارز حقیقی.

---

* نویسندهٔ مسئول، تلفن: ۰۹۳۵۳۶۴۳۷۰۶

۱. مقدمه

در فرایند توسعهٔ کشورها، صادرات پدیده‌ای کاملاً تأثیرگذار است. این پدیده می‌تواند در تعمیق، تسریع و فراگیری توسعه در همهٔ ابعاد، به‌ویژه بُعد اقتصادی، مؤثر باشد. اقتصاددانان و سیاست‌گذاران به صادرات، به دلیل سهم چندجانبه‌اش در رسیدن به پایداری متغیرهای کلان اقتصادی و باقی‌ماندن در این وضعیت، حل مسائل کلان اقتصادی، نظیر بیکاری و کسری تراز تجاری، و همچنین افزایش قدرت رقابتی اقتصاد در سطح بین‌المللی توجه کرده‌اند. در این زمینه، صادرات غیرنفتی برای اقتصادهای نفتی، مانند ایران، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا سبب ایجاد تنوع در صادرات و رهایی از اقتصاد تک‌محصولی می‌شود. علاوه بر این، کشور ایران را از نوسانات ناشی از قیمت‌گذاری بین‌المللی نفت مصون می‌دارد. بنابراین، توسعهٔ صادرات غیرنفتی برای ایران از اهمیت خاصی برخوردار است.

از طرف دیگر، پدیده‌ای به نام «جهانی‌شدن» در حال شکل‌گیری است که اقتصاد کشورهای مختلف را از طریق رشد تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[1]، و رشد سرمایه در سطح بین‌المللی تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ به طوری که ورود سرمایهٔ مستقیم خارجی در کل جهان از ۱۰۴۱۶ میلیون دلار در سال ۱۹۷۰ به ۱۳۳۱۵۰۰ میلیون دلار در سال ۲۰۱۰ رسیده است (World Bank, 2011).

مطالعات نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی- به هر علت و شکلی که صورت پذیرد- آثار بسیار زیادی در متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله صادرات، دارد (خاتمی، ۱۳۷۶). البته، نقش سرمایهٔ مستقیم خارجی در توسعهٔ صادرات در کشورهای در حال توسعه مسئله‌ای مجادله‌برانگیز است و به طور قطع به انگیزهٔ سرمایه‌گذاری بستگی دارد. اگر انگیزهٔ سرمایهٔ مستقیم خارجی به‌دست‌آوردن بازار داخلی (بازار کشور میزبان) باشد، اثری در رشد صادرات نخواهد داشت. اما، چنانچه انگیزهٔ سرمایه‌گذاری به‌دست‌آوردن بازارهای صادراتی از طریق بهره‌گیری از مزیت‌های نسبی کشور میزبان باشد، توسعهٔ صادرات امکان‌پذیر می‌شود. بنابراین، می‌توان گفت نقش سرمایهٔ مستقیم خارجی به سیاست‌های اتخاذشده در کشور میزبان بستگی دارد. سیاست‌های برون‌گرا

1. Foreign Direct Investment (FDI)

سبب تأثیر مثبت سرمایهٔ مستقیم خارجی در صادرات می‌شود، در حالی که سیاست‌های درون‌گرا موجب می‌شود که سرمایهٔ مستقیم خارجی اثری در توسعهٔ صادرات نداشته باشد (World Bank ,1993).

نرخ ارز عاملی سنتی و اثرگذار در صادرات به‌شمار می‌رود. مطابق مدل‌های انتقال اثر نرخ ارز، نرخ ارز در تعیین قدرت رقابتی صادرات کشورها بسیار حائز اهمیت است. تعیین اندازهٔ انتقال آثار نرخ ارز بر قیمت صادرات می‌تواند در برنامه‌ریزی‌های توسعهٔ صادرات نقشی ایفا نماید.

نسبت مجموع صادرات و واردات به تفاوت تولید ناخالص داخلی و خالص صادرات، تحت عنوان «درجهٔ بازبودن اقتصادی»، از جمله متغیرهایی است که انتظار می‌رود در توسعهٔ صادرات اثرگذار باشد.

در همین راستا، در این مطالعه علیت و تأثیر سرمایهٔ مستقیم خارجی و درجهٔ بازبودن اقتصادی و نرخ ارز حقیقی بر صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران بررسی شده است. بدین منظور، پس از بررسی ادبیات موضوع، اشارهٔ کوتاهی می‌شود به پژوهش‌های متعدد خارجی و داخلی، که به ارتباط متغیرهای مورد بررسی و صادرات کشور میزبان پرداخته‌اند. سپس، با معرفی یک الگو برای صادرات غیرنفتی ایران، بر اساس الگوی خودتوضیح برداری[1]، به بررسی میزان تأثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت سرمایهٔ مستقیم خارجی و درجهٔ بازبودن اقتصادی و نرخ ارز حقیقی بر صادرات غیرنفتی خواهیم پرداخت. همچنین، در این تحقیق از آزمون علیت تودا- یاماموتو[2] برای تعیین جهت علیت بین متغیرها استفاده می‌شود. در پایان، خلاصه و نتایج ارائه شده است.

۲. ادبیات موضوع

۱.۲. نظریه‌های مربوط به تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات

شکل اصلی نظریه‌های تجارت کلاسیک- از ریکاردو تا هکشر- اوهلین- ارتباطی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت نشان نمی‌دهد. اما، اگر برخی از فروض این

1. Vector Auto Regressive
2. Toda-Yamamoto

نظریه‌ها کنار گذارده شود، تحلیل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در چارچوب نظریهٔ هکشر- اوهلین امکان‌پذیر می‌شود. ماندل[1] (۱۹۵۷) در مقاله‌ای مدل هکشر- اوهلین را با فرض تحرک سرمایه بین دو کشور و با وجود تابع‌های تولید غیر یکسان گسترش داد. نتایج تحقیق وی نشان داد تحرک سرمایه جایگزین کاملی برای تجارت است.

مارکوسن[2] (۱۹۹۸) چندین مدل را معرفی می‌کند که در آن‌ها تحرک عوامل تولید به افزایشِ ارزش تجارت منجر شده است. او بر آن است که الگوی ماندل فقط یک مورد خاص در مدل‌های تناسب عوامل تولید است که از جانشینی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت خبر می‌دهد.

ورنون[3] (۱۹۹۶) افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجیِ شرکت‌های چندملیتی امریکا و تأثیر آن بر جریانات تجارت در دوران بعد از جنگ جهانی را تابعی از چرخهٔ تولید این شرکت‌ها می‌داند. بر اساس چرخهٔ تولید ورنون، تولید شامل چهار مرحله است: نوزادی، رشد، بلوغ و مرگ.

هلپمن[4] (۱۹۸۵) بر این دیدگاه تأکید دارد که نوع سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از نظر افقی یا عمودی‌بودن می‌تواند در تجارت مؤثر باشد. این دیدگاه بیانگر آن است که با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عمودی بخش‌های مختلف تولید از هم جدا می‌شود و هر بخش متناسب با عوامل مختلف تولید مستقر می‌شود؛ به طوری که هر بخش در کشوری ایجاد می‌شود که عامل تولید مورد نیاز در آن فراوان است. همچنین، هر یک از کارخانه‌ها محصولات خود را، به منزلهٔ کالای واسطه‌ای، به کارخانهٔ دیگر صادر می‌کنند. بنابراین، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عمودی اثر مثبت در تجارت دارد. اما، در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افقی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت ارتباط منفی وجود دارد.

کوجیما[5] (۱۹۸۵) بر آن است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بسته به اینکه دارای سمت‌گیری تجاری یا ضدتجاری است، در تجارت کشور میزبان تأثیر می‌گذارد. اگر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارای سمت‌گیری تجاری باشد (سرمایه‌گذاری در

1. Mundell
2. Markusen
3. Vernon
4. Helpman
5. Kojima

صنایعی از کشور میزبان که کشور سرمایه‌گذار در آن مزیت نسبی ندارد)، موجب افزایش و رشد صادرات می‌شود. ولی اگر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارای سمت‌گیری ضدتجاری باشد (سرمایه‌گذاری در صنایعی از کشور میزبان که کشور سرمایه‌گذار در آن دارای مزیت نسبی است)، به رشد و افزایش صادرات منجر نمی‌شود.

۲.۲. نظریه‌های مربوط به تأثیر نرخ ارز بر صادرات

طرفداران کاهش ارزش پول، از جمله مارشال و لرنر، بر آن‌اند که کاهش ارزش پول موجب افزایش صادرات، تولید، و، در نتیجه، درآمد می‌شود. از طرف دیگر، موجب می‌شود که واردات کاهش یابد و کسری تراز پرداخت‌ها جبران شود. ازبین‌بردن مازاد تقاضا به کشش منحنی عرضه و تقاضا برای ارز بستگی دارد. اگر عرضه و تقاضا برای ارز از حساسیت زیادی برخوردار باشد، کاهش ارزش پول موجب کاهش تقاضا برای ارز و افزایش عرضهٔ آن می‌شود، در نتیجه، مازاد تقاضا از بین خواهد رفت.

از جنبهٔ علمی، بیان‌کردن این نتیجهٔ کلی و نامشخص قانع‌کننده به‌نظر نمی‌رسد و باید شرط لازم برای بهبود تراز تجاری در مقابل کاهش ارزش پول ملی را نیز به نتیجهٔ فوق اضافه کرد. این شرط، که به شرط مارشال- لرنر مشهور است، بیان می‌کند که باید قدر مطلق مجموع کشش‌های تقاضا برای صادرات و تقاضا برای واردات بزرگ‌تر از یک باشد.

موارد فوق زمانی برقرار است که، اولاً، کشورها در موقع کاهش ارزش پول ملی دچار کسری تجاری نباشند؛ ثانیاً، کشش عرضهٔ صادرات و واردات برابر بی‌نهایت باشد.

ولی اکثر کشورهایی که به کاهش ارزش پول ملی اقدام می‌کنند با کسری تجاری مواجه‌اند؛ در این صورت، کشش‌های تقاضا برای صادرات و واردات باید بیش از آنچه در شرط مارشال- لرنر گفته شده باشد. فقط در این صورت است که سیاست کاهش ارزش پول ملی به بهبود تراز تجاری منجر می‌شود (رحیمی بروجردی، ۱۳۷۶).

علاوه بر شرط مارشال- لرنر در مطالعات تئوریک کاربردی، از شرط مارشال- لرنر تعمیم‌یافته نیز استفاده شده است. این حالت برای کشورهای صادرکنندهٔ نفت در سال ۱۹۸۴ میلادی پیشنهاد شد. بر این اساس، اگر β سهم صادرات غیرنفتی از کل صادرات و ε_X و ε_M به ترتیب حساسیت تقاضا برای صادرات و واردات باشد، با برقراری شرط

مارشال- لرنر تعمیم‌یافته، دریافت‌های ارزی افزایش، پرداخت‌های ارزی کاهش، و در کل تراز تجاری بهبود می‌یابد.

همان طور که بیان شد، در رابطهٔ مارشال- لرنر، کشش عرضهٔ صادرات و واردات بی‌نهایت فرض شده بود؛ برای اصلاح این اصل، اقتصاددان دیگری، به نام رابینسون[1]، رابطهٔ دیگری را با درنظرگرفتن این دو عامل به صورت زیر معرفی کرد:

$$\frac{\eta_X\ (\varepsilon_X\ -۱)}{\eta_X\ +\varepsilon_M}+\frac{\varepsilon_M\ (\eta_M\ +۱)}{\eta_M\ +\varepsilon_M}>۰ \qquad (۱)$$

که در آن η_X کشش عرضهٔ کالاهای صادراتی و η_M کشش عرضهٔ کالاهای وارداتی است. اگر η_X و η_M بی‌نهایت باشند، رابطهٔ فوق به صورت شرط مارشال- لرنر درمی‌آید.

نظریهٔ جی بر آن است که زمان در درجه و نحوهٔ اثرگذاری تغییر ارزش پول خارجی ملی بر تراز تجاری نقش مهمی دارد. بدین منظور، سه دورهٔ زمانی بسیار کوتاه‌مدت، کوتاه‌مدت، و بلندمدت را درنظر می‌گیریم. بر طبق این نظریه، هنگامی که ارزش پول ملی کاهش یابد، در دورهٔ بسیار کوتاه‌مدت تراز حساب جاری بدتر خواهد شد. دلیل این مسئله کوچک‌بودن کشش‌های قیمتی تقاضای صادرات و واردات در دورهٔ بسیار کوتاه‌مدت است. البته، با گذشت زمان افراد خود را با شرایط جدید وفق می‌دهند و در بلندمدت تراز تجاری بهبود می‌یابد (Salvatore, 1998).

۳.۲. نظریه‌های مربوط به تأثیر درجهٔ بازبودن اقتصادی بر صادرات

ملیتز[2] و برنارد (۲۰۰۳) در جدیدترین تئوری‌ها در زمینهٔ ارتباط بین بازبودن اقتصادی و الگوهای جریانات تجاری و منافع حاصل از تجارت بر فرض ناهمگنی بنگاه‌ها تأکید می‌کنند. ایدهٔ اصلی این نظریه‌ها این است که کاهش موانع تجارت خارجی فرصت‌های جدیدی برای فروش خارجی (صادرات) فراهم می‌کند. همچنین، کاهشِ موانع تجارت داخلی برای تولیدکنندگان داخلی رقبای جدید خارجی ایجاد می‌کند و این امر سبب می‌شود سهم بنگاه‌های داخلی از بازار داخلی کاهش یابد. در این شرایط بنگاه‌های کارآمد درآمد بیشتری نسبت به قبل به‌دست می‌آورند. در نتیجه، زمانی که همهٔ موانع

1. Robinson
2. Melitz

تجاری حذف شود، اندازهٔ آن‌ها بزرگ می‌شود. در مقابل، بنگاه‌های ناکارا صادرات را سودمند نمی‌یابند و سهمشان از بازار داخل نیز کم می‌شود. بنابراین، به مرور کوچک یا از بازار خارج می‌شوند. بنابراین، بازبودن اقتصاد با کاهش بنگاه‌های ناکارا و توسعهٔ بنگاه‌های کارا بهره‌وری متوسط کل اقتصاد را بهبود می‌بخشد.

البته، مطالعات انجام‌شده در زمینهٔ ارتباط آزادسازی اقتصادی و صادرات نتایج متنوع و در برخی موارد متناقضی را نشان می‌دهد. شواهد تجربی دربارهٔ رابطهٔ بین آزادسازی اقتصادی و صادرات دلالت بر این فرضیه دارد که آزادسازی اقتصادی سیاست‌های ضدصادراتی را کاهش می‌دهد و سبب می‌شود تا صادرات غیرسنتی عمدتاً از طریق کاهش انحرافات نرخ ارز و عوارض صادراتی در بازارهای جهانی رقابتی‌تر شوند.

در برخی از مطالعات رابطهٔ بین آزادسازی اقتصادی و رشد صادرات در کشورهای در حال توسعه مبتنی بر رویکرد سنتی عرضه تجزیه و تحلیل شده است. نتایج حاکی از آن است که با آزادسازی اقتصادی در این گروه از کشورها عملکرد صادراتی آنان بهبود یافته است. از طرف دیگر، در سایر مطالعات نظیر آگوسین[1] (۱۹۹۱)، گرینوی و ساپسفورد[2] (۱۹۹۳)، و جنکینز[3] (۱۹۹۶) شواهد اندکی پیرامون اثر آزادسازی اقتصادی بر رشد صادرات مشاهده شد.

۳. پیشینهٔ تحقیق

در زمینهٔ اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ ارز حقیقی، و درجهٔ بازبودن اقتصادی بر صادرات غیرنفتی در داخل و خارج مطالعاتی صورت گرفته است. در این مطالعات یک یا دو عامل فوق را در نظر گرفته‌اند. مروری اجمالی بر چند مطالعه خواهیم داشت:

سحابی، صادقی و شوره‌کندی (۱۳۹۰) با استفاده از اطلاعات سالیانهٔ ۱۳۵۷ ــ ۱۳۸۵ به بررسی تأثیر نرخ ارز بر صادرات کالاهای غیرنفتی پرداختند. روش مورد استفادهٔ آن‌ها داده‌های پانل بود و پنج کشور ترکیه، امارات، پاکستان، عربستان، و کویت را کشور میزبان درنظر گرفتند. در این مقاله، از تولید ناخالص داخلی کشورهای میزبان، نرخ ارز دوطرفه،

1. Agosin
2. Greenaway & Sapsford
3. Jenkins

نسبت قیمت‌های صادراتی و متغیر مجازی جنگ به عنوان متغیرهای توضیحی برای صادرات غیر نفتی ایران استفاده شد. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی کشورهای میزبان و نرخ ارز اثر مثبت و نسبت قیمت‌ها و جنگ اثر منفی بر صادرات کالاهای ایرانی به این کشورها دارند. همچنین، ضرایب جزئی تغییر نرخ ارز بر صادرات به هر یک از این کشورها نشان می‌دهد که نرخ ارز بر صادرات ایران به سه کشور ترکیه، امارات، و پاکستان تأثیر مثبت و بر صادرات به دو کشور دیگر تأثیر منفی دارد.

مهدوی عادلی، نوروزی و مطهری (۱۳۸۸) نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی ایران را در سال‌های ۱۳۴۲ـ۱۳۸۴ با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی بررسی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی در بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر مثبت دارد. علاوه بر این، در این تحقیق مشخص کردند که افزایش نرخ ارز واقعی به افزایش صادرات غیرنفتی منجر می‌شود.

ناظمی (۱۳۸۸) ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی با صادرات غیرنفتی ایران را در سال‌های بعد از انقلاب با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی ارزیابی کرد. او نتیجه گرفت که بین نرخ ارز اسمی و صادرات غیرنفتی رابطهٔ مثبت و بین نرخ تورم و صادرات غیرنفتی رابطهٔ منفی وجود دارد.

طیبی و بابکی (۱۳۸۷) تأثیر بازبودن اقتصاد در اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات کشورهای میزبان را ارزیابی کردند. الگوی آنان با روش داده‌های پانل برای ۲۴ کشور طی سال‌های ۱۹۹۵ـ ۲۰۰۵ برآورد شده بود. بر اساس نتایج، متغیر درجهٔ بازبودن اقتصاد در اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات این کشورها تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد.

ابریشمی، مهرآرا و محسنی (۱۳۸۵) تأثیر آزادسازی تجاری بر صادرات و واردات برخی از کشورهای در حال توسعهٔ منتخب، از جمله ایران، را با استفاده از روش پویای داده‌های پانل بررسی کردند. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که صادرات با قیمت‌های نسبی دارای رابطهٔ منفی است و با درآمد جهانی دارای رابطهٔ مثبت است. همچنین، عوارض صادراتی اثر منفی و وقوع آزادسازی تجاری اثر مثبت بر رشد صادرات

دارد. از طرف دیگر، نتایج معادلهٔ تقاضای واردات حاکی از آن است که کاهش تعرفهٔ وارداتی و متغیر آزادسازی تجاری اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد واردات کشورهای در حال توسعه، به‌ویژه ایران، دارد. فرضیهٔ مثبت‌بودن اثر حذف انحرافات تجاری بر رشد صادرات و واردات نیز در این تحقیق تأیید شد.

لیو و سو[1] (۲۰۰۳) به بررسی رابطهٔ علّی بین ورود سرمایه‌گذاری خارجی و تجارت خارجی چین و ۱۹ کشور با استفاده از آزمون علیت گرنجر در دورهٔ ۱۹۸۴ ـ ۱۹۹۸ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که رشد واردات در چین به رشد ورود سرمایه‌گذاری خارجی و، در نهایت، به رشد صادرات از چین به کشور سرمایه‌گذار می‌انجامد.

ترسا و همکاران[2] (۲۰۰۲) در مطالعهٔ خود با استفاده از داده‌های فصلی در دورهٔ زمانی ۱۹۸۰ ـ ۱۹۹۹ و بر اساس آزمون علیت تودا- یاماموتو به بررسی ارتباط صادرات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مکزیک پرداختند. نتایج نشان داد که رابطهٔ علّی مثبت از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صادرات وجود دارد.

آلیک و اوکال[3] (۲۰۰۳) در مقالهٔ خود به ارتباط بین ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، صادرات، و رشد اقتصادی در اقتصاد ترکیه در دورهٔ زمانی ۱۹۸۷ـ ۲۰۰۲ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که بین متغیرهای اقتصادی فوق هیچ ارتباطی دیده نشده است.

بولسو[4] (۲۰۰۶) به بررسی تأثیر نرخ ارز بر صادرات و واردات محصولات کشاورزی از امریکا به کشورهای عمدهٔ طرف تجاری با روش داده‌های پانل و برای دورهٔ ۱۹۸۹ـ ۲۰۰۴ پرداخت. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که صادرات و واردات نسبت به نرخ ارز با کشش می‌باشند.

اختر حسین[5] (۲۰۰۸) با بهره‌گیری از اطلاعات سالیانهٔ ۱۹۶۳ـ ۲۰۰۵ به بررسی تابع تقاضای صادرات اندونزی پرداخت. او از متغیرهای ارزش صادرات، سطح درآمد جهانی، و نسبت قیمت‌ها (نسبت شاخص قیمت صادراتی در اندونزی به سطح قیمت صادراتی در آسیا) به صورت لگاریتمی بهره جست. او با استفاده از روش هم‌انباشتگی یوهانسن-

1. Liu & Shu
2. Teresa, Cuadros & Orts
3. Alic & Ucal
4. Bolkesjo
5. Akhtar Hossein

جوسیلیوس[1] و همچنین روش ARDL وجود رابطهٔ بلندمدت را در میان متغیرها اثبات کرد. بر طبق یافتهٔ محقق، درآمد جهانی تأثیر مثبت و نسبت قیمت‌ها تأثیر منفی بر صادرات اندونزی گذاشته است.

همان طور که پیش‌تر گفته شد، در هر مطالعه نقش یک یا دو عامل مورد نظر این تحقیق بر صادرات بررسی شده است. آنچه در مجموع می‌توان گفت این است که در این تحقیقات اگر رابطهٔ معنی‌داری بین متغیرهای مورد بررسی وجود داشته باشد، به صورت اثرگذاری مستقیم از نرخ ارز، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، و بازبودن تجاری به صادرات است.

۴. روش تحقیق و آزمون فرضیه‌ها

۱.۴. روش یوهانسون

برای بررسی ارتباط بین متغیرها در این مطالعه از روش یوهانسون[2] (۱۹۸۸) به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$\Delta z_t = \mu + \gamma t + \pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \sum_{s=1}^{d} \Theta_s w_{s,t} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن Z_t شامل متغیرهای مدل مانند صادرات غیرنفتی، آزادسازی اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، و نرخ ارز است. همچنین، $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$، μ برداری از پارامترها، t متغیر روند، و W_t متغیر مجازی است که در این مطالعه نشان‌دهندهٔ تأثیرات جنگ تحمیلی است (بدین صورت که برای سال‌های ۱۳۵۹ ـ ۱۳۶۷ مقدار یک و برای سایر سال‌ها مقدار صفر در نظر گرفته شده است).

۲.۴. آزمون علیت تودا- یاماموتو

تودا و یاماموتو[3] (۱۹۹۵) از روش تخمین یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) تعدیل‌یافته برای بررسی رابطهٔ علیت بلندمدت گرنجری استفاده کردند. بر اساس

1. Johansen & Juselius
2. Johansen
3. Todaand & Yamamoto

استدلال آنان، این روش حتی در شرایط وجود یک رابطهٔ هم‌جمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش، نخست باید تعداد وقفه‌های بهینهٔ مدل خودرگرسیون برداری (K) و سپس بیشترین درجهٔ جمعی متغیرهای مورد بررسی[1] (d_{max}) تعیین شود و یک مدل خودرگرسیون برداری با تعداد وقفه‌های (k+d_{max}) تشکیل شود. شایان توجه است که فرایند انتخاب وقفهٔ زمانی وقتی معتبر خواهد بود که k> d_{max} باشد. پس اگر مدل دومتغیرهٔ زیر را درنظر بگیریم و فرض کنیم۲= k+d_{max} باشد، خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{1.} \\ \alpha_{2.} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \qquad (۳)$$

که در آن $\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$ بردار جملات اختلال و از نوع نوفهٔ سفید (زاپاتا و رامبالدی[2]، ۱۹۹۷) است.

به منظور بررسی رابطهٔ علیت از آزمون والد برای ضرایب برآوردشده با تعداد وقفهٔ K استفاده می‌شود. در این الگو برای آزمودن این مطلب که x_2 علت گرنجری x_1 نیست، فرضیهٔ صفر $\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = 0$ است. به همین ترتیب، برای آزمون علیت بلندمدت از طرف x_1 بر x_2 فرضیهٔ صفر $\alpha_{21}^{(1)} = \alpha_{21}^{(2)} = 0$ را آزمون می‌کنیم. عدم رد فرضیهٔ صفر به معنای فقدان علیت از طرف x_1 به x_2 است. زاپاتا و رامبالدی (۱۹۹۷) بیان می‌کنند که مزیت این روش این است که ما را از لزوم اطلاع‌داشتن از ویژگی‌های هم‌جمعی سیستم بی‌نیاز می‌کند و فقط اطلاع از رتبهٔ مدل خودرگرسیون برداری و درجهٔ ساکن‌پذیری ماکزیمم متغیرها برای اجرای این آزمون کفایت می‌کند.

۳.۴. آزمون علیت تصحیح خطا

در حالت کلی مدل تصحیح خطای برداری به شکل زیر است:

$$\Delta Z_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

1. maximum order of integration
2. Zapata & Rambaldi

Z_t یک بردار $n\times ۱$ و I(1)، Γ_i، و Π ماتریس‌های ضرایب $n\times n$ است و بیانگر تعدیل کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات در بردار Z_t است، ε_t یک بردار $n\times ۱$ جملهٔ اخلال معادلهٔ رگرسیون است و α یک بردار $n\times ۱$ و بیانگر ضرایب ثابت است.

اگرچه آزمون هم‌جمعی می‌تواند وجود یا فقدان رابطهٔ علیت گرنجری بین متغیرها را معیّن کند، نمی‌تواند جهت رابطهٔ علیت را مشخص کند. انگل و گرنجر[1] (۱۹۸۷) بیان می‌کنند که اگر دو متغیر X_t و Y_t هم‌جمع باشند، همواره یک الگوی تصحیح خطای برداری بین آن‌ها وجود خواهد داشت. در نتیجه، می‌توان برای بررسی رابطهٔ علیت گرنجری بین متغیرها از یک مدل تصحیح خطای برداری استفاده کرد.

الگوی تصحیح خطا بیان می‌کند که تغییرات متغیر وابسته تابعی از انحراف تعادلی بلندمدت (که با جزء خطا بیان می‌شود) و تغییرات سایر متغیرهای توضیحی است. این الگو، که رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت دو متغیر را به هم مربوط می‌سازد، به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=۱}^{m} B_i \Delta Y_{t-۱} + \sum_{i=۱}^{m} \gamma_i \Delta X_{t-۱} + \lambda \varepsilon_{t-i} + V_t - K\lambda < ۰ \qquad (۵)$$

به هر حال، جزء تصحیح خطا ($\lambda\varepsilon_{t-i}$) در مدل تصحیح خطا یک مسیر اضافی برای بررسی رابطهٔ علیت گرنجری به روی ما می‌گشاید؛ چیزی که در آزمون‌های علیت گرنجر و سیمز نادیده گرفته شده است. اگر متغیرهای مورد بررسی مثلاً ساکن از درجهٔ یک و هم‌جمع نیز باشند، استفاده از یک مدل خودتوضیح برداری روی تفاضل اول متغیرها به جای استفاده از یک مدل تصحیح خطای برداری برای بررسی رابطهٔ علیت گرنجری بین متغیرها، به علت حذف جزء تصحیح خطا $X_{t-۱} - BY_{t-۱}$، واریانس معادلهٔ رگرسیون را افزایش می‌دهد. بنابراین، آمارهٔ والد مورد نظر اریب خواهد داشت. این مسئله موجب قضاوت‌های نادرست دربارهٔ جهت رابطهٔ علیت می‌شود.

علاوه بر تعیین جهت رابطهٔ علیت گرنجری بین متغیرها، مدل تصحیح خطای برداری ما را قادر می‌سازد بین علیت گرنجری کوتاه‌مدت و بلندمدت تفاوت قائل شویم.

معنی‌دارنبودن λ می‌تواند نشان‌دهندهٔ این باشد که رابطهٔ علیت گرنجری در بلندمدت بین متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد یا اینکه متغیر وابسته یک

1. Engle &Granger

متغیر برون‌زای ضعیف است. معنی‌دارنبودن مجموع وقفه‌های هر یک از متغیرهای توضیحی می‌تواند نشان‌دهندهٔ این باشد که در کوتاه‌مدت رابطهٔ علیت گرنجری بین هر یک از متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد. معنی‌دارنبودن مجموع وقفه‌های هر یک از متغیرهای توضیحی توأم با λ می‌تواند نشان‌دهندهٔ این باشد که در بلندمدت رابطهٔ علیت گرنجری بین هر یک از متغیرهای توضیحی نسبت به متغیر وابسته وجود ندارد (Masih & Masih:1997).

۴.۴. معرفی متغیرها

در این مطالعه از آمار سری زمانی سالیانهٔ ۱۳۵۳ ـ ۱۳۸۷ و متغیرهای زیر بهره گرفته شده است:

لگاریتم صادرات غیرنفتی (LX)، لگاریتم آزادسازی اقتصادی (LOP)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDIX)، و لگاریتم نرخ ارز حقیقی (LER) که این نرخ از رابطهٔ زیر به دست آمده است:

$$LRE = L\left(\frac{E \times P^{f}}{P^{d}}\right) \qquad (۶)$$

که در آن E نرخ ارز اسمی است و به صورت واحدهای پول داخلی در مقابل یک واحد پول خارجی تعریف می‌شود، P^f شاخص قیمت کالاها در خارج (که از شاخص قیمت مصرف‌کننده در امریکا استفاده شده است)، و P^d شاخص قیمت داخلی است.

شایان ذکر است که داده‌ها برگرفته از منابع آماری رسمی کشور ایران، از جمله سایت آماری سری زمانی بانک مرکزی، مرکز آمار ایران، و سی دی آماری[1] WDI(سال ۲۰۱۱) است. همهٔ متغیرها به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ است.

۵.۴. نتایج

قبل از اجرای آزمون‌های علیت گرنجری، برای بررسی رابطه بین متغیرها از آزمون ریشهٔ واحد استفاده می‌شود، زیرا آماره‌هایی مانند F در صورتی قابل اعتمادند که متغیرهای موجود در مدل I(0) یا I(1) باشند و در هنگام وجود متغیرهای I(2) در مدل آماره‌های

1. World Bank. World Development Indicators, 2010: CD-Rom, WDI

F محاسبه‌شده قابل اعتماد نیستند و به به‌وجودآمدن رگرسیون‌های کاذب منجر می‌شود (Ouattara, 2006).

بنابراین، جدول ۱ نتایج آزمون ریشهٔ واحد با استفاده از آزمون فیلیپس و پرون[1] (۱۹۸۸) را نشان می‌دهد.

جدول ۱. آزمون ساکن‌پذیری متغیرها با استفاده ازآزمون فیلیپس و پرون (P.P)

نام متغیر	علامت اختصاری	در سطح با عرض از مبدأ و روند		در سطح با عرض از مبدأ	
		آمارهٔ t تعدیل‌شده	احتمال	آمارهٔ t تعدیل‌شده	احتمال
لگاریتم صادرات غیر نفتی	LX	-۱/۸۲۸	۰/۶۷	۰/۰۵۹	۰/۹۵۸
لگاریتم آزادی اقتصادی	LOP	-۲/۷۰۶	۰/۲۴	-۲/۵۴۲	۰/۱۱۴
لگاریتم نرخ ارز حقیقی	LER	-۱/۰۰۸	۰/۹۳	-۰/۹۴۷	۰/۷۶۱
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	FDIX	-۳/۰۶۸	۰/۱۲۹	-۱/۸۷۲	۰/۳۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان طور که مشاهده می‌شود، متغیرهای مورد بررسی در سطح ساکن نیستند. بنابراین، آزمون ریشهٔ واحد با تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها تکرار می‌شود. جدول ۲ نتایج این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۲. آزمون ساکن‌پذیری تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها با استفاده ازآزمون فیلیپس و پرون (P.P)

نام متغیر	علامت اختصاری	در سطح با عرض از مبدأ	
		آمارهٔ t تعدیل‌شده	احتمال
تفاضل مرتبهٔ اول لگاریتم صادرات غیرنفتی	D(LX)	-۴/۲۳۱	۰/۰۰۲
تفاضل مرتبهٔ اول لگاریتم آزادی اقتصادی	D(LOP)	-۴/۳۸۵	۰/۰۰۱
تفاضل مرتبهٔ اول لگاریتم نرخ ارز حقیقی	D(LER)	-۳/۱۰۲	۰/۰۳۵
تفاضل مرتبهٔ اول سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	D(FDIX)	-۱۲/۵۰۸	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Phillips & Perron, 1988.

مشاهده می‌شود که متغیرهای مورد بررسی با یک بار تفاضل‌گیری همگی ساکن شدند. پس همهٔ متغیرها از نوع I(1) هستند. بنابراین، از روش یوهانسن- جوسیلیوس (۱۹۹۰) استفاده می‌کنیم. در این روش تخمین‌های روابط بلندمدت به طول وقفهٔ انتخاب‌شده برای مدل خودرگرسیون برداری حساسیت زیادی دارند. علاوه بر این، در صورتی که تعداد وقفه‌ها زیاد انتخاب شود، درجات آزادی زیادی از دست داده می‌شود و در صورتی که تعداد وقفه‌ها کمتر از مقدار بهینه انتخاب شود، جملات اخلال معادلات دچار خودهمبستگی می‌شود. در نتیجه، انتخاب وقفهٔ بهینه مهم است. در این مطالعه از روش‌های آکائیک و شوارتز- بیزین استفاده شده است.

بدین منظور، در این مرحله به تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی بر اساس آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه پرداخته می‌شود. از طرفی، در روش یوهانسن- جوسیلیوس اجرای آزمون هم‌انباشتگی به پنج طریق (از مقیدترین حالت تا نامقیدترین حالت) قابل اجراست. به هر حال، طبق پیشنهاد یوهانسن، هر پنج الگو را به ترتیب از مقیدترین حالت تا نامقیدترین حالت برآورد می‌کنند، سپس، فرضیهٔ وجود صفر بردار هم‌انباشتگی به ترتیب در آن‌ها آزمون می‌شود. اگر این فرضیه رد شد، در مرحلهٔ دوم فرضیهٔ یک بردار هم‌انباشتگی برای همهٔ حالت‌ها بررسی می‌شود. این عمل تکرار می‌شود تا زمانی که فرضیهٔ صفر پذیرش شود (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۱۴۴ ـ ۱۴۶).

بر این اساس، بهترین حالت انتخاب و بعد از آزمون تعداد بردارهای هم‌جمعی تعیین می‌شود. جدول ۳ نتایج این آزمون را نشان می‌دهد.

با توجه به نتایج جدول ۳، به بررسی بردارهای هم‌جمعی بین متغیرها پرداخته می‌شود. جدول ۴ این نتایج را نشان می‌دهد.

قبل از تفسیر این مطالب، لازم است که ثبات ضرایب بررسی شود. از این رو، به منظور بررسی ثبات ضرایب مدل از آزمون‌های مجموع تجمعی (CUSUM)[1] و مجموع مجذور تجمعی (CUSUMQ)[2] ، که در ادبیات اقتصادسنجی قدمتی طولانی دارند، استفاده شده است. در این آزمون‌ها فرضیهٔ صفر ثبات پارامترها را در سطح معنی‌داری ۵

1. Cumulative Sum of Recursive Residuals
2. Cumulative Sum of Squares Recursive Residual

درصد آزمون می‌کند. فاصلهٔ اطمینان در این دو آزمون دو خط است که سطح اطمینـان ۹۵ درصد را نشان می‌دهد. چنانچه آمارهٔ آزمون در بین این دو خط قرار گیرد، نمی‌توان فرضیهٔ صفر مبنی بر ثبات ضـرایب را رد کـرد. نمودارهـای ۱- الـف و ۱-ب مربـوط بـه معادلات ۱ (الف غیر نرمال‌شده و ب نرمال‌شده) و ۲- الف و ۲- ب مربوط به معادلات ۲ و ۳- الف و ۳- ب مربوط به معادلات ۳ جدول ۴ است.

جدول ۳. نتایج حاصل از وقفهٔ بهینهٔ مدل و تعداد بردارهای هم‌جمعی

متغیر وابسته	متغیر مستقل	وقفهٔ بهینهٔ مدل VAR	تعداد بردارهای هم‌جمعی بر اساس معیار*
LX	D_{5967} LER,LOP,FDIX,	AIC: 5-SBC:5	برداری یافت نشد**
LX	D_{5967} LER,	AIC: 2-SBC:2	۱
LX	D_{5967} LOP,	AIC: 2-SBC:2	۱
LX	D_{5967} FDIX,	AIC: 5-SBC:5	۱

* آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر

** شایان توجه است که نویسندگان دیگر روش‌های هـم‌جمعـی (ماننـد انگـل- گرنجـر و ARDL) را نیـز امتحـان کردند و در پایان برای بررسی رابطهٔ بین متغیرها و آزمون علیت به این نتیجه رسیدند که رابطـهٔ بـین متغیرهـا بـه صورت جفتی بررسی شود.

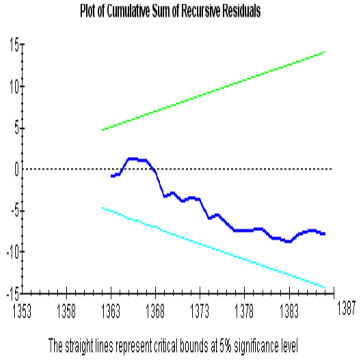
مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. بردارهای هم‌جمعی

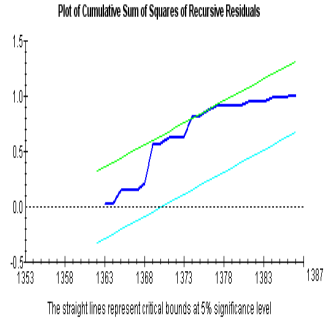
آمارهٔ LR برای بردار هم‌جمعی نرمال‌شده	بردار هم‌جمعی نرمال‌شده
10/347[0/006]	LX=-0/55LER-0/26Intercept
23/807[0/000]	LX=-0/27 FDIX-0/08Trend
21/807[0/000]	LX=-0/48LOP-0/08Trend

اعداد داخل براکت ارزش بحرانی (P-value)

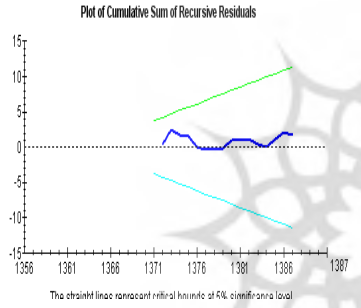
مأخذ: یافته‌های تحقیق



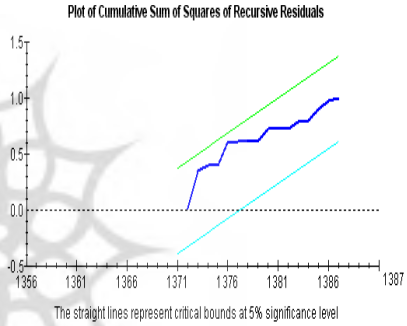
نمودار ۱- ب. آزمون CUSUMQ



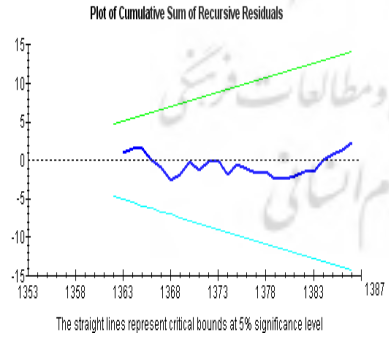
نمودار ۱- الف.آزمون CUSUM



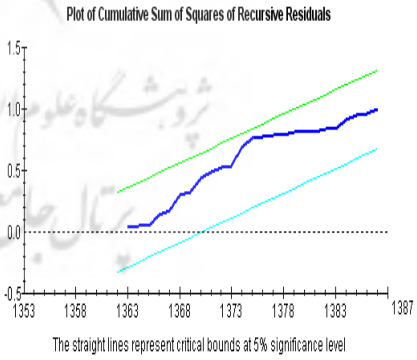
نمودار ۲- ب. آزمون CUSUMQ



نمودار ۲- الف. آزمون CUSUM



نمودار ۳- ب. آزمون CUSUMQ



نمودار ۳- الف. آزمون CUSUM

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان طور که نمودارها نشان می‌دهد، آماره‌های این آزمون‌ها در داخل خطوط مستقیم قرار دارند که این خود به معنی ثبات ضرایب در سطح معنی‌داری ۵ درصد است؛ به عبارتی، نمی‌توان فرضیهٔ صفر مبنی بر ثبات ضرایب را در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد کرد. بنابراین، اکنون می‌توان راجع به نتایج حاصل از بردارهای هم‌جمعی با اطمینان بیشتری صحبت کرد. معادلات زیر معادلات هم‌جمعی بین متغیرها را نشان می‌دهد:

$$LX = \mathbf{0.55}\ LER + \mathbf{0.26}\ \text{Intercept}$$
$$LX = \mathbf{0.27}\ FDIX + \mathbf{0.08}\ \text{Trend}$$
$$LX = \mathbf{0.48}\ LOP + \mathbf{0.08}\ \text{Trend}$$

نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات غیرنفتی دارد. به عبارتی، با افزایشِ نرخ ارز صادرات غیرنفتی نیز افزایش می‌یابد. متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و آزادسازی اقتصادی نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات غیرنفتی دارد، به صورتی که افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و آزادسازی اقتصادی سبب افزایشِ صادرات غیرنفتی می‌شود. در ادامه به بررسی آزمون علیت تودا- یاماموتو پرداخته می‌شود. جدول ۵ نتایج این آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۵. نتایج آزمون علیت به روش تودا- یاماموتو

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	حداکثر درجهٔ انباشتگی	وقفهٔ بهینه	طول وقفهٔ آزمون	آمارهٔ آزمون χ^2	احتمال (P-value)	نتیجه
LX	LER	۱	۲	۳	۸/۵۷۴	۰/۰۳۶	$LER \rightarrow LX$
LX	FDIX	۱	۵	۶	۷/۳۴۶	۰/۲۹۰	علیت از FDI به LX وجود ندارد.
LX	LOP	۱	۲	۳	۶/۳۷۱	۰/۰۹۵	$LOP \rightarrow LX$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون علیت تودا- یاماموتو نشان‌دهندهٔ وجود رابطهٔ علیت در بلندمدت از نرخ ارز و آزادسازی اقتصادی به صادرات غیرنفتی است. همچنین، بر طبق نتایج این آزمون، علیت از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صادرات غیرنفتی تأیید نمی‌شود.

در ادامه، به منظور قوت‌بخشیدن به نتایج، از روش تصحیح خطا نیز برای علیت گرنجری بین متغیرهای مورد نظر استفاده می‌شود. در روش تصحیح خطا می‌توان رابطهٔ علیت را به کوتاه‌مدت و بلندمدت تقسیم کرد. جدول ۶ نتایج حاصل از علیت کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد.

جدول ۶. نتایج حاصل از علیت کوتاه‌مدت در معادلهٔ تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	آمارهٔ آزمون χ^2	احتمال (P-value)	نتیجه
LX	LER	۱/۵۸۱	۰/۲۰۹	علیت از LER به LX وجود
LX	FDIX	۲/۰۵۹	۰/۷۲۵	علیت از FDI به LX وجود
LX	LOP	۲/۸۲۳	۰/۰۹۳	$LOP \rightarrow LX$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون علیت تصحیح خطا در کوتاه‌مدت، دیده می‌شود که در کوتاه‌مدت علیت از آزادسازی اقتصادی به صادرات غیرنفتی وجود دارد، در حالی که علیت در کوتاه‌مدت از نرخ ارز و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صادرات غیرنفتی وجود ندارد.
جدول ۷ نتایج آزمون علیت بلندمدت با استفاده از روش تصحیح خطا را نشان می‌دهد.

جدول ۷. نتایج حاصل از علیت بلندمدت در معادلهٔ تصحیح خطای برداری

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	آمارهٔ آزمون χ^2	احتمال (P-value)	نتیجه
LX	LER	۴/۹۷۲	۰/۰۲۶	$LER \rightarrow LX$
LX	FDIX	۰/۳۱۶	۰/۵۷۴	علیت از FDI به LX وجود ندارد
LX	LOP	۲۲/۰۹۱	۰۰۰۰	$LOP \rightarrow LX$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون علیت تصحیح خطا در بلندمدت نشان‌دهندهٔ وجود یک رابطهٔ علیت از نرخ ارز و آزادسازی اقتصادی به صادرات غیرنفتی است. اما، از سرمایه‌گذاری مستقیم

خارجی به صادرات غیرنفتی رابطهٔ علیت وجود ندارد. بنابراین، نتایج به‌دست‌آمده با نتایج آزمون علیت تودا- یاماموتو سازگاری دارد و هر دو آزمون به نتایج یکسانی در این موارد رسیده‌اند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

شکی نیست که کشوری با اقتصاد تک‌محصولی در تحولات اقتصادی (بحران‌های اقتصادی) بیشتر در معرض خطر است و در این بحران‌ها و تحولات ضربه‌پذیرتر خواهد بود. از این رو، توجه به صادرات غیرنفتی و توسعهٔ آن در بخش‌هایی نظیر صنعت، معدن، کشاورزی، و خدمات می‌تواند کشور ایران را در جریان تحولات و بحران‌های مختلف و ابتلا به بیماری اقتصادی نجات دهد. در این پژوهش تأثیر متغیرهای مهمی همچون سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ ارز حقیقی، و درجهٔ بازبودن اقتصادی بر صادرات غیرنفتی ارزیابی شد. نتایج این تحقیق نشان داد که متغیرهای فوق اثر مثبت و معنی‌داری بر صادرات غیرنفتی دارند. همچنین، آزمون علیت تودا- یاماموتو رابطهٔ علیت یک‌طرفه از نرخ ارز حقیقی و درجهٔ بازبودن اقتصادی به صادرات غیرنفتی را تأیید می‌کند. نتایج تحقیق رابطهٔ علیت از طرف سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صادرات غیرنفتی را نشان نمی‌دهد.

با توجه به نتایج این تحقیق، پیشنهاد می‌شود دستگاه‌های اجرایی سیاست‌هایی هم در جهت رفع موانع موجود بر سر راه ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و هم در جهت تشویق و جلب بیشتر آن اتخاذ کنند. به علاوه، اعطای تسهیلات اعتباری به فعالان اقتصادی و حرکت به سوی اقتصاد باز و رهایی از اقتصاد دولتی و متمرکز نیز می‌تواند شرایط را برای دستیابی به آزادی اقتصادی بیشتر و توسعهٔ صادرات غیرنفتی بهبود بخشد.

منابع

۱. ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن، و محسنی، رضا (۱۳۸۵). «تأثیر آزادسازی تجاری بر رشد صادرات و واردات»، فصلنامهٔ پژوهشنامهٔ بازرگانی، ۴۰، ۹۵ ـ ۱۲۷.

۲. خاتمی، همایون (۱۳۷۶). «بررسی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران»، پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

۳. رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۷۶). ارز و صادرات غیرنفتی، مؤسسهٔ تحقیقات پولی و بانکی، تهران.

۴. سحابی، بهرام، صادقی، حسین و شوره‌کندی، علی‌اکبر (۱۳۹۰). «تأثیر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران به کشورهای منتخب خاورمیانه (ترکیه، امارات، عربستان، کویت، و پاکستان)، فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی، ۱۱(۱)، ۸۱ ـ ۱۰۰.

۵. طیبی، کمیل و بابکی، روح‌الله (۱۳۸۷). «نقش بازبودن اقتصاد بر درجهٔ تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات کشورهای آسیایی و اقیانوسیه: درسی برای اقتصاد ایران»، فصلنامهٔ پژوهشنامهٔ بازرگانی، ۴۸، ۳۹ ـ ۶۸.

۶. مهدوی عادلی، محمدحسین، نوروزی، روح‌الله و مطهری، محب‌الله (۱۳۸۸). «نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی در ایران»، مجلهٔ دانش و توسعه، ۱۶(۲۷)، ۱۶۱ ـ ۱۸۱.

۷. ناظمی، فرزاد (۱۳۸۸). «بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر صادرات غیرنفتی»، فصلنامهٔ مدیریت صنعتی دانشکدهٔ علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج، ۴(۱۰)، ۱۰۵ ـ ۱۱۷.

۸. نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). آزمون ریشهٔ واحد و هم‌جمعی، نشر رسا.

9. Agosin, M.R. (1991). Trade Policy Reform and Economic Performance: a Review of the Issues and Some Preliminary Evidence, UNCTAD Discussion Papers, 41, UNCTAD, Geneva. Retrieved from: http://elib.uum.edu.my/kip/record/um429308

10. Akhtar Hossain, A. (2008). Structural Change in the Export Demand Function for Indonesia: Estimation Analysis and Policy implication, Journal of Policy modeling, Elsevier, 31(2), 260-271. Retrieved from: http://www.sciencedirect.com/science/article/B6V82-4SVV8D7-1/2/81df292c35216e51f32a7e3d4991d18e

11. Alici, A.A. & Ucal, M.S. (11-13 Sept. 2003). Foreign Direct Investment, Export and Output Growth of Turkey: Causality Analysis, paper presented at the European Trade Study Group (ETSG) fifth Annual Conference, Madrid. Retrieved from: http://www.etsg.org/ ETSG2003/papers/alici.pdf

12. Bernard, A.B., Jonathan, E.J., Bradford, J. & Samuel, K. (2003). Plants and Productivity in International Trade, American Economic Review, 93, 1268-1290. Retrieved from: ftp://ftp2.census.gov/ces/wp/2000/CES- WP-00-08.pdf

13. Bolkesjo, T. (2006). Short and Long Run Exchange Rate Effect on Forest Product Trade: Evidence from Panel Data, Journal of Forest Economics, 11, 205-221. Retrieved from:http://www.sciencedirect.com/science/ article/B7GJ5-4HC0R7S-1/2/e2b24eb7392323b87c6e52ad31ef2cbd

14. Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error Correction, Representation Estimation and Testing, 55, 251-276. Retrived from: http://links.jstor.org/sici?sici=0012-9682%28198703%2955%3A2%3C251%3ACAECRE%3E2.0.CO%3B2-T&origin=repec

15. Greenaway, D. & Sapsford, D. (1993). Exports, Growth and Liberalization: an Evaluation, Journal of Policy Modeling, 16, 165-186. Retrived from: http://www.sciencedirect.com/science/article/B6V82-45GNMF0- 3J/2/8750f1754ba9bf1081a30be21f3ec464

16. Helpman, E. & Krugman, P.R. (1985). Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy, Cambridge, MA: MIT Press.

17. Jenkins, R. (1996). Trade Liberalization and Export Performance in Bolivia, Development and Change, 27, 693-716. doi: 10.1111/j.1467-7660.1996.tb00608.x

18. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrated vectors, Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 131-154. doi: 10.1016/0165-1889(88)90041-3

19. Kojima, K. (1985). Japanese and American Direct Investment in Asia: A Comparative Analysis, Hitotsubashi Journal of Economics, 26, 1-35. Retrieved from: http://hermes-ir.lib.hit-u.ac.jp/rs/bitstream/ 10086/7895/1/HJeco0260100010.pdf

20. Liu, X.H. & Shu, C. (2003). Determinants of Export Performance: Evidence from Chinese Industries, Economic of Planning, 36, 45-67. Retrieved from: http://hdl.handle.net/10.1023/ B:ECOP.0000005728.05260.5d

21. Markusen, J. & Venables, J. (1998). Multinational Firms and the New Trade Theory, Journal of International Economics, 46, 183-203. Retrieved from: http://www.nber.org/papers/w5036

22. Masih, A.M.M. & Masih, R. (1997). On the temporal causal relationship between energy consumption, real income and prices: Some new evidence from Asian Energy dependent NICs based on a multivariate cointegration / vector error correction approach, Journal of Policy Modeling, 19, 417-440. Retrieved from: http://www.sciencedirect.com/science/article/B6V82-3SX0S03-5/2/9826ce2a63f5c64210ebb7e3558aa5bd

23. Melitz, M. (2003). The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocation and Aggregate Industry Productivity, Econometrica, 71, 1695-1725. Retrieved from: http://www.jstor.org/stable/1555536

24. Mundell, R. (1957). International Trade and Factor Mobility, American Economic Review, 47, 321-335. Retrieved from: http://links .jstor.org/sici?sici= 00028282%28195706%29 47%3A 3 % 3C321% 3AITAFM%3E2.0.CO%3B2-9

25. Ouattara, B. (200۶). Aid, debt and fiscal policies in Senegal, Journal of International Development, 18(8), 1105-1122. doi: 10.1002/jid.1282 Salvatore, D. (1998). International Economics, 7th Edition, New york, Macmillan. Available from: http://www.amazon.com/s/ref=nb_sb_noss?url=search-alias%3Dstripbooks&field- keywords= salvatore+%2 Binternational+ economy y&spre fix = sa lvao taore%2C stripbooks%2C1246

26. Salvatore, Dominick (1998). International Economics, 7th Edition, New york, Macmilan.

27. Teresa Alguacil, M., Cuadros, A. & Orts, V. (2002). Foreign Direct Investment, Export and Domestic Performance in Mexico: a Causality Analysis, Economics Letters, 77, 371-376. doi: 10.1016/S0165-1765(02)00150-7

28. Toda, H.Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes, Journal of

Econometrics, 66, 225-250. Retrieved from: http://www.sciencedirect.com/science/article/B6VC0-4002HFN-C/2/c7b143640714177d0cc76bc2fbd34b73

29. Vernon, R. (1996). International Investment and International Trade in the Product Cycle, Quarterly Journal of Economics, 80, 190-207. Retrieved from: http://www.jstor.org/stable/1880689

30. World Bank (2011). [CD]. World Development Indicators.

31. World Bank (2011). [CD]. World Development Indicators.

32. Yanikkaya, H. (2003). Trade openness and economic growth: a cross-country empirical investigation, Journal of Development Economics, 72, 57-89. Retrieved from: http://www.sciencedirect.com/science /article/B6VBV-48V83C1- 1/2/68c61b4bf3cd9b286a0fac2e39881712

33. Zapata, H.O. & Rambaldi, A.N. (1997). Monte Carlo Evidence on Cointegration and Causation, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Department of Economics, University of Oxford, 59(2), 285-298. Retrieved from: http://purl.umn.edu/31690

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی