فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۲، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۴، صفحات ۱۱۸- ۹۱

تعیین کننده‌های صادرات خدمات فنی و مهندسی در اقتصاد ایران: رویکرد هم‌انباشتگی فصلی

مهدی یزدانی و حامد پیرپور *

تاریخ وصول: ۱۳۹۴/۱۰/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۳/۳۰

چکیده:

صادرات خدمات فنی و مهندسی علاوه‌بر توسعه‌ی بخش کالایی، باعث اشتغال‌زایی، بهبود تراز تجاری و رشد اقتصادی کشورها می‌شود. با توجه به نقش صادرات خدمات فنی و مهندسی در بهبود وضعیت اقتصادی، در این مطالعه سعی شده است که الگویی برای عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی تصریح شود، تا با کمک آن اثر عوامل مختلف بر عرضه‌ی این نوع صادرات در اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۹۳:۰۴-۱۳۷۸:۰۱، ارزیابی شود. الگوی مورد بررسی در این مطالعه تابعی از متغیرهای حقیقی تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، بهره‌وری کل، حجم نقدینگی کل، نرخ تورم بر اساس شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی و سیاست‌های حمایتی دولت از این بخش در نظر گرفته شده است. روش‌های استفاده شده برای ارزیابی وجود رابطه‌ی بلندمدت و پویایی الگو، هم‌انباشتگی فصلی و الگوی تصحیح خطای فصلی است. همچنین ضرایب الگوی بلندمدت برآورد شده است. بر اساس نتایج، هم‌انباشتگی در سه فرکانس کلی، فصلی و سالیانه تأیید می‌شود که نشان دهنده‌ی وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو است. الگوی تصحیح خطا نیز ثبات تابع عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی را در فرکانس‌های کلی، شش ماهه و سالانه تأیید می‌کند. همچنین اثرگذاری و علامت همه‌ی متغیرهای توضیحی در الگوی مورد نظر تأیید و موافق با انتظارات نظری است. بهره‌وری و سیاست‌های حمایتی دولت نیز از نظر اهمیت بعد از گشایش ظرفیت تولید در این بخش، مهمترین متغیر اثرگذار بر گسترش صادرات خدمات فنی و مهندسی است و می‌تواند فرآیند دسترسی به اقتصاد «درون‌زای برون‌گرا» را تحقق بخشد.

طبقه‌بندی JEL: C22، F14

واژه‌های کلیدی: *صادرات خدمات فنی و مهندسی، سیاست‌های حمایتی، هم‌انباشتگی فصلی، الگوی تصحیح خطای فصلی*

* به ترتیب، استادیار اقتصاد (نویسنده مسول) و دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی گروه اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. (ma_yazdani@sbu.ac.ir)

۱- مقدمه

یکی از ویژگی‌های اقتصاد ایران، وابستگی شدید اقتصادی به درآمدهای حاصل از صادرات نفت است که به دلیل نوسانات قیمت نفت، باعث بروز عدم تعادل ساختاری در بخش‌های گوناگون اقتصاد شده است (سلطانی، ۱۳۸۸). به همین منظور یکی از پیشنهادات جهت رهایی از اقتصاد تک محصولی نفت و افزایش درآمدهای ارزی در کشور، توسعه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی است.

به طور کلی صادرات خدمات فنی و مهندسی عبارت از صادرات فعالیت‌های مهندسی مشتمل بر طراحی، نظارت، تأمین، تعمیر و نگهداری، اجرا، ساخت، بهره‌برداری، آموزش، خدمات مشاوره‌ای، نصب و راه‌اندازی در رشته‌های تأسیساتی و تجهیزاتی، انرژی، نفت، گاز و پتروشیمی، نیرو، آب و برق، ساختمان، زیرساخت‌های حمل و نقل، معدن[1] و کشاورزی، خدمات فناوری اطلاعات و ارتباطات و نظایر آن به خارج از کشور به نحوی که صرفاً صادرات کالا محسوب نشود (آیین‌نامه‌ی اجرایی حمایت از صادرات خدمات فنی و مهندسی، ۱۳۸۰).

همچنین توسعه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی در اقتصاد ایران همراه با مزایای اقتصادی، اجتماعی و سیاسی قابل توجهی از جمله، افزایش مزیت نسبی، ایجاد توان رقابتی در تجارت بین‌الملل، پرورش و توسعه‌ی مهارت‌های نیروی انسانی و ایجاد رشد و توسعه‌ی اقتصادی پایدار است. از طرف دیگر کشور ایران برای دستیابی به مزایای صادرات خدمات فنی و مهندسی همواره با مشکلاتی از جمله کمبود تجربه‌ی کافی و قابلیت فنی و اداری در بازارهای بین‌المللی و ضعف نهادهای زیربنایی لازم برای حمایت از این نوع صادرات مواجه بوده است (بابایی، ۱۳۸۸).

این در حالی است که بر اساس آمار سازمان توسعه تجارت، اقتصاد ایران به دلیل سهم کم صادرات خدمات فنی و مهندسی نسبت به حجم کل این نوع از صادرات در سطح جهان، دارای کشش بی‌نهایت تقاضا است. به همین منظور در این مطالعه، فقط تابع عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی ارزیابی می‌شود. همچنین روش‌های استفاده شده برای ارزیابی وجود رابطه‌ی بلندمدت و پویایی الگو، روش

[1] Mine

هم‌انباشتگی فصلی[۲] و الگوی تصحیح خطای فصلی[۳] است. در نهایت ضرایب الگوی بلندمدت طی دوره‌ی ۱۳۹۳:۰۴-۱۳۷۸:۰۱ در اقتصاد ایران برآورد خواهد شد.

ساختار پژوهش حاضر به این صورت تدوین شده است، در بخش دوم ادبیات نظری و پیشینه پژوهش، در بخش سوم حقایق آشکار شده، در بخش چهارم الگو و روش پژوهش، در بخش پنجم نتایج تجربی و در بخش ششم نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- ادبیات نظری

مطالعه‌ی سیر اجمالی نظریه‌های مربوط به اقتصاد بین‌الملل بر پایه‌ی روابط اقتصادی بین کشورها و وابستگی متقابل حاصل از این روابط به منظور افزایش رفاه اقتصادی، بنا شده است. تأسیس سازمان‌های بین‌المللی و ظهور نهادهای بزرگ اقتصادی بعد از جنگ جهانی دوم، مانند صندوق بین‌المللی پول[۴] و موافقت‌نامه‌ی عمومی تعرفه و تجارت[۵]، باعث گسترش هم‌گرایی‌های اقتصادی در سطح جهان شده است (احمدزاده و همکاران، ۱۳۹۱).

در سطح جهانی موافقت‌نامه‌ی عمومی تجارت خدمات[۶] با هدف آزادسازی تدریجی تجارت خدمات و به منزله‌ی ابزاری برای رشد اقتصادی و توسعه‌ی کشورها صورت گرفته است. در بخش اول این موافقت‌نامه، تجارت خدمات به چهار شیوه تقسیم شده است. الف) شیوه‌ی عبور از مرز[۷]، خدماتی است که انتقال آن‌ها از مرزها به‌صورت فیزیکی صورت نمی‌گیرد، بلکه از طریق شبکه‌های مخابراتی به منزله‌ی خدمات واسطه‌ای مطرح است. ب) شیوه‌ی مصرف در خارج[۸]، خدماتی مانند گردشگری که در داخل مرزهای یک کشور به مصرف‌کنندگان کشورهای دیگر ارائه

---

[2] Seasonal Co-integration

[3] The Seasonal Error Correction Model

[4] International Monetary Found (IMF)

[5] General Agreement on Tariffs Trade (GATT)

[6] General Agreement Trade in Services(GATS)

[7] Cross Border Supply

[8] Consumption Abroad

می‌شود. ج) شیوه‌ی حضور تجاری[9]، خدماتی است که از طرف یک سازمان تجاری یا مالی به کشور دیگر منتقل می‌شود، این نوع خدمات همراه با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی صورت می‌گیرد. د) شیوه‌ی حضور اشخاص واقعی[10]، خدماتی است که اتباع یک کشور در داخل کشورهای دیگر مانند اجرای پروژه‌های ساختمانی، خدمات مهندسی و حفر چاه‌های نفتی انجام می‌دهند (همان).

علاوه بر این با توجه به ترکیب تجارت خدمات و کالا در بیشتر مواقع، تجارت خدمات نقش مکمل را در اقتصاد بین‌الملل دارد. بر اساس نورداس و هاج[11] (۲۰۰۱)، بخش‌های خدمات بیشتر در تولید، توزیع و بازاریابی کالا نقش دارند. همچنین خدمات بازرگانی، نهاده‌های مستقیم برای فرآیندهای کالایی فراهم می‌سازند. خدمات حمل و نقل، لجستیک و تدارکات نیز جریان محصولات بین مراحل مختلف تولید و از تولید به مصرف‌کنندگان نهایی را در داخل و دیگر کشورها تسهیل می‌کنند. اما به دلیل آن که تجارت خدمات با ملاحظات و اهداف سیاسی کشورها ارتباط نزدیک دارد، مقررات داخلی و بین‌المللی مربوط به فعالیت‌های خدماتی بسیار فراتر از مقررات مربوط به تجارت کالاست (کمالی اردکانی و نصیری، ۱۳۸۳).

حال این سؤال پیش می‌آید که چگونه یک کشور برای حضور در بازارهای جهانی و صادرات نسبت به سایر کشورها دارای موقعیت مناسب‌تری است؟ این سؤال را پورتر[12] (۱۹۹۰) با بحث مزیت رقابتی ملی پاسخ می‌دهد. او معتقد است که یک کشور می‌تواند بنگاه‌ها و مؤسسه‌های تابع خود را در محیط تجارت بین‌الملل تحت تأثیر چهار عامل شرایط تقاضا، صنایع پشتیبان و مرتبط، عوامل تولید و استراتژی ساختار و رقابت بنگاه‌ها حمایت کند. این عوامل اگر در یک کشور از قدرت کافی برخوردار باشند، بنگاه‌های اقتصادی و شرکت‌های صادراتی توان رقابت بالایی را در صحنه تجارت بین‌الملل خواهند داشت. پورتر همچنین تأثیر دو عامل اقدام‌های دولت و رویدادهای اتفاقی را دارای اهمیت می‌داند. بنگاه‌ها در کشوری که سریع‌ترین امکان برای توسعه‌ی تخصص‌گرایی را در کسب دانایی و مهارت به آن‌ها اعطاء و آن‌ها را به سوی گسترش مزیت‌های خود هدایت کند، به مزیت رقابتی دست می‌یابند (پورتر،

---

[9] Commercial Presence

[10] Presence of Natural Persons

[11] Nordas and Hodge

[12] Porter

۲۰۰۳). در این الگو، مناسب بودن عوامل تولید فراتر از عوامل سنتی شامل نیروی کار، سرمایه و زمین است و پنج عامل منابع انسانی، منابع طبیعی، منابع دانش، منابع سرمایه‌ای و زیرساخت‌ها را در بر می‌گیرد. بنابراین، مؤلفه‌های اصلی ارتقای رقابت‌مندی کشورها در سطح بین‌الملل برای تبیین عوامل مؤثر در روند تجارت، تلفیقی از بنیان‌های خرد و زمینه‌های کلان است.

از طرف دیگر چو[۱۳] (۱۹۹۴) به منظور توسعه‌ی الگوی پورتر، در الگوی خود شاخص‌های انسانی را از شاخص‌های فیزیکی متمایز می‌کند. در این راستا او علاوه‌بر عوامل الگوی الماس ملی پورتر، چهار عامل کارگران، سیاست‌مداران، کارآفرینان و دانشمندان را نیز به الگوی خود اضافه می‌کند.

علاوه‌براین بر اساس ادبیات نظری، تابع صادرات می‌تواند از دو جنبه‌ی عرضه و تقاضا مورد بررسی قرار گیرد. تقاضای صادرات به صورت تقاضای اتباع سایر کشورها برای خرید کالاها و خدمات تولید شده در داخل کشور و عرضه‌ی صادرات به صورت کالا و خدمات تولید شده جهت فروش به اتباع سایر کشورها بیان می‌شود. توابع صادرات بر اساس نظریه‌های مصرف و تولید تصریح می‌گردند. اما تابع تقاضای کالای صادراتی با این فرض که مصرف‌کننده مطلوبیت خود را با توجه به محدودیت بودجه ثابت به حداکثر می‌رساند، به دست می‌آید. در نتیجه تقاضای صادرات به درآمد خارجیان، قیمت کالاهای صادراتی و قیمت کالاهای جانشین بستگی دارد (رینهارت[۱۴]، ۱۹۹۵).

همچنین در مورد طرف عرضه، کهلی[۱۵] (۱۹۷۸) معتقد است که چون سود بنگاه، تحت محدودیت هزینه‌ی ثابت به حداکثر می‌رسد، پس عرضه‌ی کالاهای صادراتی تحت تأثیر مستقیم تغییرات قیمت و ظرفیت تولیدی قرار می‌گیرد، در حالی که تغییرات قیمت نهاده‌های تولید رابطه‌ی منفی با تغییرات عرضه‌ی کالاهای صادراتی دارد.

علاوه‌براین یکی از معروف‌ترین الگوهایی که برای برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات به صورت معادلات همزمان به کار برده می‌شود، الگوی ارائه شده توسط

پرتال جامع علوم انسانی

[13] Cho
[14] Reinhart
[15] Kohli

گلدشتین و خان[16] (۱۹۷۸) است که متغیرهای تابع عرضه‌ی صادرات در این الگو، شاخص ظرفیت تولید داخلی و نسبت قیمت صادرات به شاخص قیمت داخلی است. همچنین انتظار می‌رود که ضرایب متغیرهای مربوطه مثبت باشند. همچنین با وجود آن که نقش قیمت نسبی در تابع عرضه‌ی صادرات به عنوان عامل تعیین کننده‌ی سودآوری در نظر گرفته می‌شود، اما در بلندمدت نوسانات قیمتی و به ویژه افزایش نرخ تورم، بر رشد تولید و نهایتاً بر رشد عرضه‌ی کالاهای صادراتی اثر می‌گذارد و منجر به کاهش آن می‌شود. در نتیجه بر اساس ادبیات ارائه شده، یک رابطه‌ی تعاملی بین تورم، تولید و صادرات غیرنفتی وجود دارد که تغییرات آن‌ها آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت را بر یکدیگر ایجاد می‌کند (طیبی و مصری نژاد، ۱۳۸۱).

این در حالی است که در کشورهای در حال توسعه اطلاعات مربوط به عوامل وارداتی مورد نیاز در بخش صادرات در اختیار نیست و فرض می‌شود که کشش قیمتی تقاضا برای عوامل وارداتی با کشش قیمتی کل واردات برابر است (طیبی و توکلی، ۱۳۷۹). همچنین صادرکنندگان سود خود را از طریق به حداقل رساندن هزینه‌های ایجاد ارزش افزوده‌ی داخلی، به حداکثر می‌رسانند. بنابراین، تابع عرضه‌ی صادرات تحت تأثیر تغییرات مثبت قیمت نسبی صادرات و ذخیره‌ی سرمایه ثابت قرار می‌گیرد. از آن جایی که اغلب داده‌های ذخیره‌ی سرمایه ثابت برای کشورهای در حال توسعه در دسترس نیست، پس فرض می‌شود که سرمایه‌ی ثابت در بخش صادرات، یک نسبت ثابتی از روند تولید ناخالص داخلی حقیقی است (طیبی و مصری نژاد، ۱۳۸۱).

این در حالی است که در ادبیات موضوع، عرضه‌ی کالاهای صادراتی تحت تأثیر عوامل دیگری مانند سیاست‌های داخلی، نرخ ارز، تکنولوژی و رشد بازارهای داخلی قرار می‌گیرد. مهرآرا و داور پناه (۱۳۷۷) و ولدخانی (۱۳۷۶)، عرضه‌ی صادرات غیرنفتی ایران را متأثر از متغیرهای نقدینگی و نرخ ارز اسمی می‌دانند. نرخ ارز حقیقی به دلیل ارتباط متقابل آن با سایر متغیرهای اقتصادی، متأثر از سیاست‌های اقتصاد داخلی و خارجی و تحولات اقتصادی بوده و خود باعث تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی از جمله صادرات است (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۰). همچنین نرخ ارز حقیقی می‌تواند به عنوان شاخصی برای رقابت‌پذیری تجارت خارجی کشورها در نظر گرفته شود (نفری، ۱۳۸۱).

---

[16] Goldstein and Khan

همچنین بر اساس نظر نئوکلاسیک‌ها، کاهش ارزش پول ملی در شرایط تورمی، سیاستی ضروری در جهت توسعه‌ی صادرات است. بنابراین بر اساس این دیدگاه، در اقتصادی که سطح عمومی قیمت‌ها در طول زمان افزایش پیدا می‌کند، نرخ ارز اسمی باید متناسب با نرخ تورم افزایش یابد، تا نوسانات نرخ ارز حقیقی که عاملی اثرگذار بر عرضه‌ی صادرات است، کم شود. در نتیجه با افزایش نرخ ارز، قیمت کالاهای صادراتی در بازارهای خارجی ارزان‌تر می‌شود که عاملی در جهت افزایش تقاضای این کالاها در بازارهای بین‌المللی است. همچنین از نظر صادرکننده، افزایش نرخ ارز نیز به گونه‌ای به عنوان درآمد محسوب می‌شود، چون هر قدر نرخ برابری بر حسب یک ارز مشخص بالاتر باشد، تولیدکننده از صادرات مقدار معینی کالا، درآمد بیشتری بر حسب پول ملی کسب می‌کند که باعث افزایش انگیزه‌ی او در جهت افزایش صادرات است (طیبی و توکلی، ۱۳۷۹).

در نهایت در الگوی رشد مبتنی بر صادرات بکرمن[17] (۱۹۹۲)، رابطه‌ی مثبت بین بهره‌وری و عرضه‌ی صادرات تأیید می‌شود. بر اساس نظر او با استفاده از سطح معینی از نهاده‌ها، با افزایش بهره‌وری در فرآیند تولید، علاوه‌بر افزایش تولید، می‌توان سطح صادرات و به ویژه صادرات غیرنفتی و صنعتی را تقویت کرد. همچنین در کشورهای توسعه‌یافته که از ساختار اقتصادی قوی برخوردارند، متغیرهای قیمتی وظیفه‌ی علامت‌دهی را به طور مناسب انجام می‌دهند. بنابراین، در این کشورها الگوهای اقتصادی و روابط تابعی مربوط به متغیرهای مختلف در آن‌ها عمدتاً بر حسب متغیرهای قیمتی قابل تفسیر و توصیف است (واگنر[18]، ۲۰۰۵). اما از طرف دیگر در کشورهایی که ساختار تولیدی آن‌ها ضعیف است و مفاهیمی چون کیفیت، دانش فنی، نوآوری، بهره‌وری و رقابت‌پذیری در آن‌ها نهادینه نشده است، به نظر می‌رسد که در نظر گرفتن بعضی متغیرهای حقیقی مبنایی مانند بهره‌وری به عنوان عاملی که به تأمین انعطاف‌پذیری فنی و تکنولوژی و دستیابی به کیفیت‌های بالا و پایین آمدن قیمت‌ها کمک می‌کند، در توصیف چنین رابطه‌ی تابعی ضروری و لازم است (شاکری، ۱۳۸۳).

پرتال جامع علوم انسانی

[17] Bekerman

[18] Wagner

۲-۲- پیشینه پژوهش

در جدول (۱) به برخی از مطالعات مرتبط به حوزه‌ی عرضه‌ی صادرات غیرنفتی که در داخل و خارج کشور در دهه‌ی اخیر انجام گرفته، اشاره شده است.

جدول ۱: مطالعات انجام شده در سال‌های اخیر

پژوهشگر و سال	روش پژوهش و دوره‌ی مورد بررسی	نتایج
پراسانا[19](۲۰۱۰)	روش هم‌انباشتگی[20]، و دوره‌ی مورد بررسی ۲۰۰۶-۱۹۹۱	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت بر عرضه‌ی صادرات در کشور هند داشته است.
حسن‌او و صمداوا[21] (۲۰۱۰)	روش هم‌انباشتگی و تصحیح خطای نامتقارن[22]، و دوره‌ی مورد بررسی ۲۰۱۰:۰۴-۲۰۰۰:۰۱	نرخ ارز حقیقی اثر منفی بر عرضه‌ی صادرات غیرنفتی آذربایجان دارد
منیراززمان[23] و همکاران (۲۰۱۱)	روش هم‌انباشتگی و بردار تصحیح خطا[24]، و دوره‌ی مورد بررسی ۲۰۰۹-۱۹۷۲	قیمت نسبی صادرات عامل مهمی در عرضه‌ی صادرات بنگلادش نیست، به عبارت دیگر بنگلادش پذیرنده‌ی قیمت در تجارت بین‌الملل است.
گودرزی و دیلمی (۱۳۹۲)	روش هم‌انباشتگی، و دوره‌ی مورد بررسی ۲۰۰۹-۱۹۷۶	رابطه‌ی بلندمدت میان تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز مؤثر و عرضه‌ی صادرات غیرنفتی وجود دارد.
پایتختی اسکویی و همکاران (۱۳۹۲)	روش پارامترها با ضرایب متغیر[25]، و دوره‌ی مورد بررسی ۱۳۹۰-۱۳۶۰	کشش عرضه صادرات غیر نفتی ایران نسبت به تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز مثبت و کشش عرضه صادرات غیر نفتی نسبت به قیمت منفی به دست آمد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس ادبیات نظری و مطالعات صورت گرفته، تعیین کننده‌های عرضه‌ی صادرات بر اساس دو دسته عوامل، الف) آن‌هایی که باعث و یا مانع ایجاد تمایل در صادرکنندگان برای افزایش صادرات می‌شوند، ب) عواملی که پتانسیل یک کشور را برای صادرات افزایش می‌دهند، مشخص می‌شوند. در این راستا افزایش ظرفیت‌های تولیدی، افزایش بهره‌وری کل و اقدامات مثبت دولت در جهت توسعه‌ی صادرات در کشور صادرکننده، می‌تواند از جمله متغیرهای افزایش پتانسیل یک کشور در گسترش صادرات باشد. از طرف دیگر افزایش متغیر نرخ ارز، باعث ایجاد تمایل و

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[19] Prassana
[20] Co-Integration
[21] Hasanov and Samadova
[22] Asymmetric Error Correction
[23] Moniruzzaman et al
[24] Vector Error Correction
[25] Time Varying Parameter

افزایش متغیرهای نرخ تورم و نقدینگی بدون مصرف، مانع ایجاد تمایل در صادرکننده برای صدور کالاهای مبادلاتی می‌شوند.

این در حالی است که بهترین متغیر برای نشان دادن ظرفیت تولیدی کشورها، متغیر تولید ناخالص داخلی است. به طور کلی با افزایش ظرفیت‌های تولیدی در یک کشور، امکان تولید بیشتر با هزینه کمتر در آن کشور فراهم می‌شود، و در نتیجه در بازارهای بین‌المللی دارای مزیت نسبی و قدرت رقابت‌پذیری بیشتری خواهد بود. همچنین در این مطالعه، با توجه به ادبیات ارائه شده و سیاست‌های حمایتی دولت در جهت توسعه و گسترش صادرات خدمات فنی و مهندسی طی دوره‌ی ۱۳۹۰-۱۳۸۳، اثر اقدامات دولت ایران نیز به عنوان یکی از متغیرهای افزایش پتانسیل در گسترش این نوع صادرات ارزیابی می‌شود.

۳- حقایق آشکار شده

در تمام برنامه‌های توسعه‌ی اقتصادی، خروج اقتصاد ایران از وضعیت تک محصولی و کاهش اتکا به نفت، از جمله اهداف و سیاست‌های کلان اقتصادی کشور بوده است. به همین منظور یکی از اقدامات جهت رهایی از اقتصاد تک محصولی نفت، توسعه‌ی صادرات غیرنفتی مانند خدمات فنی و مهندسی است. صادرات خدمات فنی و مهندسی در ایران از سال ۱۳۷۳ آغاز شد، و همواره عرضه‌ی آن با نوسانات زیادی مواجه بوده است. در این راستا دولت طی دوره‌ی ۱۳۹۰-۱۳۸۳، سیاست‌هایی را در جهت حمایت از صادرکنندگان اتخاذ کرد که بر اساس آمار اعلام شده از سوی سازمان توسعه‌ی تجارت ایران، باعث افزایش این نوع از صادرات در این سال‌ها شده است. در نمودار (۱) درآمد صادرات خدمات فنی و مهندسی ایران طی دوره‌ی ۱۳۹۴-۱۳۷۳ ارائه شده است. با توجه به این نمودار، سیاست‌های حمایتی دولت (مانند اعطاء جوایز صادراتی، معافیت‌های مالیاتی و ...) به صادرکنندگان، از جمله عوامل بهبود عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی طی دوره‌ی ۱۳۹۰-۱۳۸۳ است.

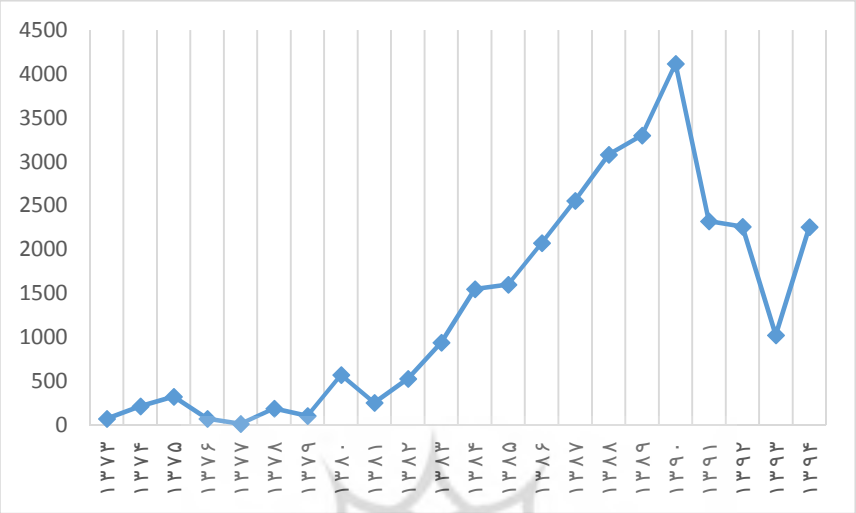
۴- الگو، داده‌ها و روش پژوهش

۴-۱- الگوی پیشنهادی و داده‌ها

در این قسمت از مطالعه سعی شده است که یک الگو برای تعیین کننده‌های عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی در اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۹۳:۰۴-۱۳۷۸:۰۱،

ارائه شود. در تدوین این الگو سعی شده است که از متغیرهای متفاوتی استفاده شود که بتوان برمبنای نظریه‌های مطرح شده در ادبیات نظری، الگویی متناسب با وضعیت اقتصادی ایران ارائه شود.

نمودار ۱: درآمد صادرات خدمات فنی و مهندسی ایران (ارزش به میلیون دلار) طی دوره‌ی ۱۳۷۳-۱۳۹۴



مأخذ: سازمان توسعه تجارت ایران

به طور کلی با توجه به سهم کم اقتصاد ایران از حجم کل صادرات خدمات فنی و مهندسی در سطح جهان، که بر اساس آمار ارائه شده از سوی سازمان توسعه تجارت کمتر از ۰/۳۹ درصد است، کشش تقاضای خارجی برای خدمات فنی و مهندسی صادراتی ایران بی‌نهایت و تابع تقاضای آن خطی افقی است. بنابراین، در این مطالعه فقط تابع عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی برآورد می‌شود.

همچنین دولت طی دوره‌ی ۱۳۹۰-۱۳۸۳ سیاست‌هایی را به دلیل ایجاد افزایش انگیزه در توسعه و گسترش صادرات خدمات فنی و مهندسی اتخاذ کرد که بر اساس آمار اعلام شده از سوی سازمان توسعه‌ی تجارت ایران، باعث افزایش این نوع از صادرات در این سال‌ها شده است. این در حالی است که بر اساس الگوی مزیت رقابتی پورتر (۱۹۹۰)، یکی از عواملی که باعث ایجاد مزیت رقابتی بنگاه‌های داخلی در بازارهای بین‌المللی می‌شود، اتخاذ سیاست‌های مناسب دولت در جهت گسترش صادرات است. بنابراین، با توجه به نظریه‌ی پورتر و همچنین اقدامات دولت ایران

برای افزایش صادرات خدمات فنی و مهندسی، متغیر مجازی معرف اتخاذ سیاست‌های دولت ایران، وارد الگو می‌شود.

بنابراین با الهام از مطالعات ذکر شده در ادبیات موضوع و چگونگی اثرگذاری هر یک از متغیرها، الگوی عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی پیشنهادی در این مطالعه به صورت معادله‌ی (۱) است.

$$LnX_t^s = \sim_0 + \sim_1 LnGDP_t + \sim_2 P_t + \sim_3 LnRER_t + \sim_4 LnPRO_t + \sim_5 LnM_t + \sim_6 DUM_t + u_t \quad (۱)$$

که در آن X_t^s عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی حقیقی به قیمت ثابت ۱۳۸۳ در زمان t، GDP_t تولید ناخالص داخلی حقیقی به قیمت ثابت ۱۳۸۳ در زمان t، P_t نرخ تورم بر اساس شاخص تعدیل تولید ناخالص داخلی[۲۶] در زمان t، RER_t نرخ ارز حقیقی در زمان t، PRO_t بهره‌وری کل به قیمت ثابت ۱۳۸۳ در زمان t، M_t حجم نقدینگی کل حقیقی به قیمت ثابت ۱۳۸۳ در زمان t و DUM_t متغیر مجازی، معرف سیاست‌های دولت در زمان t است. این متغیر مجازی با توجه به سیاست‌های حمایتی دولت طی دوره‌ی ۱۳۹۰-۱۳۸۳، عدد یک و در بقیه‌ی سال‌ها عدد صفر را اختیار می‌کند.

داده‌های آماری مورد نیاز در این مطالعه از آمارنامه‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک جهانی، سازمان ملی بهره‌وری ایران، سازمان توسعه‌ی تجارت ایران و به صورت فصلی طی دوره‌ی ۱۳۹۳-۱۳۷۸ استخراج شده است. اطلاعات و تعاریف مربوط به هر یک از متغیرهای ذکر شده در پیوست (الف) ارائه شده است.

۴-۲- روش پژوهش

در این مطالعه با استفاده از روش هم‌انباشتگی فصلی و الگوی تصحیح خطای فصلی، وجود رابطه‌ی بلندمدت و پویایی الگوی عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی ارزیابی می‌شود و سپس ضرایب بلندمدت این الگو برآورد می‌شود. اما پیش از برآورد الگو، روش هم‌انباشتگی فصلی و الگوی تصحیح خطای فصلی در این بخش توضیح داده خواهد شد. روش هم‌انباشتگی فصلی و الگوی تصحیح خطای فصلی بر اساس مطالعات انگل و همکاران[۲۷] (۱۹۹۳) است.

---

[26] GDP Deflator

[27] Engle *et al.*

بر اساس این روش اگر سری‌های زمانی از فرآیند فصلی تبعیت کنند و در نتیجه دارای ریشه‌ی واحد فصلی باشند، در این صورت هم‌انباشتگی بالقوه بین آن سری‌ها ممکن است در دامنه‌ی بدون فرکانس و یا در دوره‌های فصلی آن‌ها اتفاق افتد. به طور کلی در صورتی ریشه‌های واحد فصلی وجود دارد و رابطه‌ی هم‌انباشتگی تصور می‌شود که یک رابطه‌ی بلندمدت (بدون فرکانس) بین سری‌ها برقرار باشد. در این صورت رابطه‌ی رگرسیونی هم‌انباشتگی به صورت معادله‌ی (۱) است و این معادله، تخمین زننده‌های ناسازگاری را ارائه می‌کند. بنابراین، در این حالت باید رابطه‌ی بلندمدت با استفاده از داده‌هایی که از طریق فیلتر فصلی $S(L) = (1 + L + L^2 + L^3)$ تعدیل شده‌اند، استفاده و بررسی شود تا ریشه‌های واحد فصلی حذف شوند و ریشه‌ی واحد بدون فرکانس متناظر با (1-L) باقی بماند (هریس و سولیس[۲۸]، ۲۰۰۳).

بنابراین هنگامی که سری‌ها دارای ریشه‌ی واحد کلی (بدون فرکانس) و ریشه‌های فصلی (با فرکانس) هستند (یعنی همه‌ی آن‌ها I(1,1) هستند)، الگوی بلندمدت (ایستا) برای آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرها به صورت معادله‌ی (۲) است.

$$Z_1 LnX_t^s = \sim_1 (Z_1 LnGDP_t) + \sim_2 (Z_1 P_t) + \sim_3 (Z_1 LnRER_t) + \sim_4 (Z_1 LnPRO_t) + \sim_5 (Z_1 LnM_t) + \sim_6 (DUM_t) + £_t \qquad (۲)$$

که در آن Z_1 به صورت معادله‌ی $Z_1 = (1 + L + L^2 + L^3)$ است و $\sim_n$ ضرایب رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها در حالت فرکانس صفر است. در این صورت اگر $£_t \sim I(1)$ باشد، H_0 و در مقابل اگر $£_t \sim I(0)$ باشد، H_1 پذیرفته می‌شود. آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته[۲۹] روی اجزاء اخلال معادله بالا در صورت وجود ریشه‌های واحد به جای الگوی بدون در نظر گرفتن ریشه‌های واحد فصلی، به صورت معادله‌ی (۳) است.

$$\Delta £_t = ®_1 £_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \cdot_i \Delta £_{t-i} + « + ¢t + \mu_t \quad , \quad \mu_t \sim IID(0, \pm^2) \qquad (۳)$$

که باید در مورد وجود عرض از مبدأ و روند در این الگوی اخیر تصمیم‌گیری کرد. به طور کلی اگر معادله‌ی (۲) بدون عرض از مبدأ و روند زمانی تخمین زده شود، در

[28] Harris and Sollis

[29] Augmented Dickey–Fuller test

آزمون پایایی جمله‌ی اخلال از عرض از مبدأ و روند باید استفاده شود و بالعکس (هریس و سولیس، ۲۰۰۳). آماره‌ی مورد نظر به صورت آماره‌ی t برای آزمون $H_0:\alpha_1=0$ در مقابل $H_1:\alpha_1<0$ است که مقادیر بحرانی آن از طریق فرمول هال دراپ[۳۰] و مقادیر بحرانی مک‌کینون[۳۱] (۱۹۹۱) به دست می‌آیند.[۳۲]

به منظور آزمون وجود هم‌انباشتگی فصلی در مورد فرکانس شش‌ماهه $(1+L)$، نیاز است که ریشه‌ی واحد فصلی با این فرکانس از طریق Z_2 در الگو و تخمینی به صورت معادله‌ی (۴) انجام شود.

$$\begin{aligned} Z_2 LnX_t^s &= \gamma_1(Z_2 LnGDP_t)+\gamma_2(Z_2 P_t)+\gamma_3(Z_2 LnRER_t) \\ &+\gamma_4(Z_2 LnPRO_t)+\gamma_5(Z_2 LnM_t)+\gamma_6(DUM_t)+\varepsilon_t \end{aligned} \qquad (۴)$$

که در آن Z_2 به صورت معادله‌ی $Z_2=-(1-L+L^2-L^3)$ است و γ_n، ضرایب رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها در حالت فرکانس شش‌ماهه است. فرضیه‌ی صفر عدم وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی با استفاده از باقی مانده‌های $\hat{\varepsilon}_t$ در معادله‌ی (۴)، به صورت معادله‌ی (۵) بر اساس آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته آزمون می‌شود.

$$\Delta\hat{\varepsilon}_t=\alpha_2(\hat{\varepsilon}_{t-1})+\sum_{i=1}^{p-1}\beta_i(\Delta\hat{\varepsilon}_{t-i-1})+\dots+\sum_{q=1}^{3}\delta_i D_{qt}+\mu_t\ ,\ \ \mu_t\sim IID(0,\sigma^2) \qquad (۵)$$

به طوری‌که D_{qt} متغیر مجازی مربوط به فصل q است. آماره‌ی مورد نظر به صورت آماره‌ی t برای آزمون $H_0:\alpha_2=0$ در مقابل $H_1:\alpha_2<0$ است که مقادیر بحرانی آن از طریق فرمول هال‌درآپ و مقادیر بحرانی مک‌کینون به دست می‌آیند.

در آخر برای آزمون وجود هم‌انباشتگی فصلی در فرکانس چهار فصل (سالانه) $(1\pm iL)$، نیاز است که ریشه‌های فصلی با این فرکانس از طریق Z_3 و معادله‌ی (۶) در داده‌ها بررسی شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

[30] Haldrup

* فرمول هال‌درآپ به صورت این معادله است: $C(p)=\Phi_\infty+\Phi_1T^{-1}+\Phi_2T^{-2}$

[31] MacKinnon

[۳۲] مقادیر مک‌کینون (۱۹۹۱) در پیوست (ب) ارائه شده است.

$$\begin{aligned} Z_3 LnX_t^s &= \sim_1 (Z_3 LnGDP_t) + \sim_2 (Z_3 LnRER_t) + \sim_3 (Z_3 P_t) \\ &+ \sim_4 (Z_3 LnPRQ_t) + \sim_5 (Z_3 LnM_t) + \sim_6 (Z_3 LnGDP_{t-1}) \\ &+ \sim_7 (Z_3 LnRER_{t-1}) + \sim_8 (Z_3 LnP_{t-1}) + \sim_9 (Z_3 LnPRQ_{t-1}) \\ &+ \sim_{10} (Z_3 LnM_{t-1}) + \sim_{11} (DUM_t) + \bar{} _t \end{aligned} \qquad (۶)$$

که در آن Z_3 به صورت معادله‌ی $Z_3 = -(1-L^2)$ است و $\sim_n$، ضرایب رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها در حالت فرکانس چهار فصل است. آزمون فرضیه‌ی صفر عدم وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی با استفاده از باقی مانده‌های $\hat{\bar{}}_t$ از معادله‌ی (۶) و به صورت معادله‌ی (۷) بر اساس آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته صورت می‌گیرد.

$$\hat{\bar{}}_t + \hat{\bar{}}_{t-2} = \circledR_3 (\hat{\bar{}}_{t-2}) + \circledR_4 (\hat{\bar{}}_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \cdot_i (\hat{\bar{}}_{t-1} + \hat{\bar{}}_{t-i-1}) + \ll + \sum_{i-1}^{3} \text{¢}_i D_{it} + \mu_t \qquad (۷)$$

آماره‌ی مورد نظر به صورت آماره t برای آزمون $H_0 : \circledR_3 = 0$ در مقابل $H_1 : \circledR_3 < 0$ است که مقادیر بحرانی آن مجدداً از طریق فرمول هال‌درآپ و مقادیر بحرانی مک‌کینون به دست می‌آیند.

اگر فرض شود که هم‌انباشتگی در همه‌ی فرکانس‌ها اتفاق افتد به طوری‌که $[\hat{\text{£}}_t, \hat{\text{g}}_t, \hat{\bar{}}_t] \approx I(0)$ باشد، آنگاه الگوی تصحیح خطا بر اساس مطالعه‌ی انگل و همکاران به صورت معادله‌ی (۸) است.

$$\begin{aligned} Z_4 LnX_t^s &= \sim_1 (Z_4 LnGDP_t) + \sim_2 (Z_4 LnRER_t) + \sim_3 (Z_4 P_t) \\ &+ \sim_4 (Z_4 LnPRQ_t) + \sim_5 (Z_4 LnM_t) + \sim_6 (Z_4 LnGDP_{t-1}) \\ &+ \sim_7 (Z_4 LnM_{t-1}) + \sim_8 (Z_4 LnX_{t-1}^s) + \sim_9 (DUM_t) \\ &+ \sim_{10} (\text{£}_{t-1}) + \sim_{11} (\text{g}_{t-1}) + \sim_{12} (\bar{}_{t-1}) + \sim_{13} (Z_5 \bar{}_{t-1}) + \ddot{} _t \end{aligned} \qquad (۸)$$

که در آن Z_4 و Z_5 به صورت معادله‌ی $Z_4 = (1-L^4)$ و $Z_5 = (1-L)$ است و $\sim_{10}$ و $\sim_{11}$ به ترتیب پارامترهای سرعت تعدیل در فرکانس‌های کلی و شش ماهه، $\sim_{12}$ و $\sim_{13}$ نیز پارامترهای سرعت تعدیل در فرکانس سالانه هستند. همچنین فرض می‌شود که پارامتر سرعت تعدیل به طور ضعیف برون‌زا است. در غیر این صورت، وجود متغیر مستقل با وقفه‌ی چهار در سمت راست معادله‌ی تصحیح خطا اجازه داده نخواهد شد و می‌توان یک معادله‌ی تصحیح خطای ثانویه با متغیرهای مستقل با وقفه‌ی چهار به عنوان متغیر وابسته تنظیم کرد. در این حالت، روابط هم‌انباشتگی

مشابه قبل است، اما پارامترهای سرعت تعدیل به عنوان سرعت تعدیل، به طور بالقوه از اهمیت کمتری برخوردار است.

۵- برآورد الگو و ارائه نتایج

در این قسمت ابتدا با استفاده از روش هم‌انباشتگی فصلی و الگوی تصحیح خطای فصلی وجود رابطه‌ی بلندمدت و پویایی الگوی پیشنهادی عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی بررسی می‌شود و در صورت وجود این رابطه‌ی بلندمدت، ضرایب آن مورد برازش قرار می‌گیرد. اما پیش از برآورد الگو، برای جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب و اطمینان از پایایی متغیرهای مورد بررسی، آزمون ریشه‌ی واحد به روش HEGY[۳۳] و با استفاده از نرم‌افزار Stata 14 انجام می‌شود که نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد متغیرهای الگوی صادرات خدمات فنی و مهندسی

نام متغیر	ریشه‌ی کلی ($\mathbb{R}_1$)	ریشه‌ی شش ماهه ($\mathbb{R}_2$)	ریشه‌ی سالانه تکراری		متغیر پایا
			($\mathbb{R}_3$)	($\mathbb{R}_4$)	
LnX_t^s	✓	×	×	×	تفاضل مرتبه اول لگاریتم صادرات $DLnX_t^s$
$LnGDP_t$	✓	×	×	×	تفاضل مرتبه اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی $DLnGDP_t$
$LnRER_t$	✓	×	×	×	تفاضل مرتبه اول لگاریتم نرخ ارز حقیقی $DLnRER_t$
P_t	×	×	×	×	در سطح پایا است.
$LnPRO_t$	✓	×	×	×	تفاضل مرتبه اول لگاریتم بهره‌وری کل $DLnPRO_t$
LnM_t	✓	×	×	×	تفاضل مرتبه اول لگاریتم حجم نقدینگی کل $DLnM_t$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج به دست آمده، متغیرهای عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز حقیقی، بهره‌وری کل و حجم نقدینگی همگی دارای

[33] Hylleberg, Engle, Granger and Yoo Unit root test

ریشه‌ی واحد کلی بدون فرکانس بوده، و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند، و فقط متغیر نرخ تورم در سطح پایاست.

حال که مرتبه‌ی انباشتگی متغیرهای الگو مشخص شد، برای بررسی هم‌انباشتگی الگو در فرکانس‌های کلی، فصلی و سالانه، از سه الگوی آزمون هم‌انباشتگی فصلی در بخش (۴) استفاده می‌شود. همچنین برای تخمین این الگوها از نرم‌افزار Eviews 9 استفاده شده است. در این راستا معادله‌ی (۲) برای آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرها در فرکانس‌های کلی برآورد می‌شود که نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳: نتایج برآورد معادله‌ی (۲)

متغیرها	ضرایب	[احتمال] آماره آزمون
$Z_1 LnGDP_t$	۰/۲۴	۰/۵۲ [۰/۶۰]
$Z_1 LnRER_t$	-۰/۳۵	-۱/۲۳ [۰/۲۲]
$Z_1 P_t$	۰/۰۰۶	۰/۸۴ [۰/۴۰]
$Z_1 LnM_t$	۱/۴۳	۴/۷۸ [۰/۰۰]
$Z_1 LnPRO_t$	-۰/۷۷	-۰/۴۴ [۰/۶۶]
DUM_t	۰/۵۲	۰/۷۵ [۰/۴۵]
$D.W$ =۰/۲۹		R^2=۰/۷۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای بررسی هم‌انباشتگی معادله‌ی (۲)، پایایی جمله‌ی اخلال آن با استفاده از روش دیکی- فولر تعمیم‌یافته و مقادیر بحرانی هال‌درآپ مورد آزمون قرار می‌گیرد. آزمون ریشه‌ی واحد جمله‌ی اخلال با توجه به عدم وجود عرض از مبدأ و روند زمانی در معادله‌ی (۲)، با عرض از مبدأ و روند زمانی برآورد شده است. همچنین برای عدم وجود خود همبستگی[۳۴]، آزمون ریشه‌ی واحد با دو وقفه برآورد شده است. آماره‌ی به دست آمده از این آزمون برابر با ۷/۵۷- و مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد نیز برابر با ۳/۴۸- است. بنابراین، جمله‌ی اخلال معادله‌ی (۲) در سطح پایا است. اما به دلیل تصادفی بودن جمله‌ی اخلال، بهتر است برای تصمیم‌گیری در مورد وجود هم‌انباشتگی در این معادله، ازآماره‌ی هال‌درآپ استفاده شود. در این راستا آماره‌ی هال‌درآپ بر اساس حجم نمونه مورد بررسی و تعداد متغیرهای مستقل، و همچنین

[34] Autocorrelation

با توجه به وجود عرض از مبدأ و روند زمانی در آزمون ریشه‌ی واحد جمله‌ی اخلال، در سطح ۵ درصد به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$-4/97+(\frac{-20/88}{64})+(\frac{-9/5}{(64)^2})=-5/29$$

با توجه به نتایج به دست آمده، هم‌انباشتگی معادله‌ی (۲) تأیید می‌شود.

حال برای آزمون هم‌انباشتگی فصلی در مورد فرکانس شش‌ماهه، معادله‌ی (۴) برآورد می‌شود که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴: نتایج برآورد معادله‌ی (۴)

متغیرها	ضرایب	[احتمال] آماره آزمون
Z_2LnGDP_t	۰/۱۴	۱/۱۴ [۰/۲۵]
Z_2LnRER_t	۱/۰۶	۱/۸۱ [۰/۰۷]
Z_2P_t	-۰/۰۰۵	-۰/۵۹ [۰/۵۵]
Z_2LnM_t	۰/۸۴	۱/۰۴ [۰/۳۰]
Z_2LnPRO_t	۴/۳۴	۰/۹۷ [۰/۳۳]
DUM_t	-۰/۰۶	-۰/۷۷ [۰/۴۴]
$D.W$ =۰/۶۴		R^2=۰/۱۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای بررسی هم‌انباشتگی معادله‌ی (۴)، پایایی جمله‌ی اخلال آن با استفاده از روش دیکی-فولر تعمیم‌یافته و مقادیر بحرانی هال‌درآپ مورد آزمون قرار می‌گیرد. آزمون ریشه‌ی واحد جمله‌ی اخلال با توجه به عدم وجود عرض از مبدأ و روند زمانی در معادله‌ی (۴)، با عرض از مبدأ و روند زمانی برآورد شده است. همچنین برای عدم وجود خود همبستگی، آزمون ریشه‌ی واحد با سه وقفه برآورد شده است. آماره‌ی به دست آمده از این آزمون برابر با ۸/۸۸- و مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد نیز برابر با ۳/۴۹- است. بنابراین، جمله‌ی اخلال معادله‌ی (۴) در سطح پایا است. همچنین با توجه به این‌که قدر مطلق آماره‌ی دیکی-فولر تعمیم‌یافته بیشتر از مقدار بحرانی هال‌درآپ است، هم‌انباشتگی در فرکانس شش ماهه نیز تأیید می‌شود.

در آخر برای ارزیابی هم‌انباشتگی فصلی در فرکانس چهار فصل (سالانه)، معادله‌ی (۶) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود که نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است.

برای بررسی هم‌انباشتگی معادله‌ی (۶)، پایایی جمله‌ی اخلال آن با استفاده از روش دیکی-فولر تعمیم‌یافته و مقادیر بحرانی هال‌درآپ مورد آزمون قرار می‌گیرد. آزمون ریشه‌ی واحد جمله‌ی اخلال با توجه به عدم وجود عرض از مبدأ و روند زمانی در معادله‌ی (۶)، با عرض از مبدأ و روند زمانی برآورد شده است. همچنین برای عدم وجود خود همبستگی، آزمون ریشه‌ی واحد با سه وقفه برآورد شده است. آماره‌ی به دست آمده از این آزمون برابر با ۶/۹۱- و مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد نیز برابر با ۳/۴۹- است. بنابراین، جمله‌ی اخلال معادله‌ی (۶) در سطح پایا است. همچنین با توجه به این‌که قدر مطلق آماره‌ی دیکی-فولر تعمیم‌یافته بیشتر از مقدار بحرانی هال‌درآپ است، هم‌انباشتگی در فرکانس سالانه نیز تأیید می‌شود.

جدول ۵: نتایج برآورد معادله‌ی (۶)

متغیرها	ضرایب	[احتمال] آماره آزمون
$Z_3 LnGDP_t$	-۰/۳۸	-۲/۰۳ [۰/۰۴]
$Z_3 LnRER_t$	۰/۸۴	۱/۰۰۶ [۰/۳۱]
$Z_3 P_t$	-۰/۰۱	-۱/۳۱ [۰/۱۹]
$Z_3 LnM_t$	-۱/۱۸	-۰/۶۹ [۰/۴۸]
$Z_3 LnPRO_t$	-۲/۴۱	-۰/۳۴ [۰/۷۲]
$Z_3 LnGDP_{t-1}$	-۰/۶۵	-۳/۴۷ [۰/۰۰]
$Z_3 LnRER_{t-1}$	۰/۰۶	۰/۰۸ [۰/۹۳]
$Z_3 P_{t-1}$	۰/۰۰۲	۰/۱۷ [۰/۸۶]
$Z_3 LnM_{t-1}$	۲/۵۶	۱/۵۴ [۰/۱۲]
$Z_3 LnPRO_{t-1}$	۱۰/۲۵	۱/۳۱ [۰/۱۹]
DUM_t	-۰/۰۶	-۰/۶۷ [۰/۵۰]
$D.W$ =۰/۵۵		R^2=۰/۳۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به وجود هم‌انباشتگی در همه‌ی فرکانس‌های الگو، می‌توان الگوی تصحیح خطای فصلی را نیز برآورد کرد. به طور کلی یک الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که عوامل اقتصادی در کوتاه‌مدت، تحت تأثیر خطای عدم تعادل دوره‌ی قبل و تغییر متغیرهای اثرگذار، چگونه خود را تعدیل می‌کنند و به سمت مقدار تعادلی بلندمدت آن حرکت می‌کنند. الگوی تصحیح خطای فصلی صادرات خدمات فنی و مهندسی

با توجه به معیار شوارتز[۳۵] به صورت معادله‌ی (۸) است که نتایج آن در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶: نتایج برآورد معادله‌ی (۸)

متغیرها	ضرایب	[احتمال] آماره آزمون
$Z_4 LnGDP_t$	-۰/۱۱	-۱/۸۴ [۰/۰۷]
$Z_4 LnGDP_{t-1}$	-۰/۰۵	-۲/۰۶ [۰/۰۴]
$Z_4 LnRER_t$	۱/۲۲	۶/۶۲ [۰/۰۰]
$Z_4 P_t$	-۰/۰۱	-۵/۷۷ [۰/۰۰]
$Z_4 LnM_t$	-۱/۴۳	-۹/۰۲ [۰/۰۰]
$Z_4 LnM_{t-1}$	۲/۲۶	۷/۱۱ [۰/۰۰]
$Z_4 LnPRO_t$	۸/۷۳	۶/۵۳ [۰/۰۰]
$Z_4 LnX^s_{t-1}$	-۰/۲۳	-۲/۴۰ [۰/۰۲]
DUM_t	۰/۱۳	۴/۱۸ [۰/۰۰]
$£_{t-1}$	-۰/۵۸	-۷/۶۱ [۰/۰۰]
g_{t-1}	-۰/۶۱	-۵/۲۲ [۰/۰۰]
$\overline{\quad}_{t-1}$	-۰/۶۵	-۴/۹۸ [۰/۰۰]
$Z_5 \overline{\quad}_{t-1}$	-۰/۷۱	-۲/۶۸ [۰/۰۱]
$D.W$ =۲/۰۲		R^2=۰/۹۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج به دست آمده، ضرایب پارامترهای سرعت تعدیل در الگوی تصحیح خطای فصلی در همه‌ی فرکانس‌ها معنادار و علامت آن‌ها نیز موافق انتظار است. بنابراین، یک رابطه‌ی تعادلی هم‌گرای بلندمدت بین متغیرهای الگوی عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی در فرکانس‌های کلی، شش‌ماهه و سالانه وجود دارد.

حال که هم‌انباشتگی و پویایی الگوی عرضه صادرات خدمات فنی و مهندسی تأیید شد، ضرایب بلندمدت الگو برآورد می‌شود که نتایج آن در جدول (۷) ارائه شده‌است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[35] Schwarz criterion

جدول ۷: نتایج برآورد معادله‌ی (۱)

متغیرها	ضرایب	[احتمال] آماره آزمون
$LnGDP_t$	۱/۹۹	۱۰/۱۲ [۰/۰۰]
P_t	-۰/۳۸	-۳/۱۷ [۰/۰۰]
$LnRER_t$	۰/۳۰	۸/۸۸ [۰/۰۰]
$LnPRO_t$	۰/۴۵	۷/۷۰ [۰/۰۰]
LnM_t	-۰/۰۱	-۲/۵۳ [۰/۰۱]
DUM_t	۰/۴۵	۹/۰۲ [۰/۰۰]
Cons	-۲۲/۸۰	-۱۱/۲۶ [۰/۰۰]
$D.W$ =۱/۵۹		R^2=۰/۹۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج به دست آمده، همه‌ی ضرایب برآورد شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار و علامت ضرایب آن‌ها نیز موافق انتظار است. همچنین متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی که به عنوان نماینده‌ی اندازه‌ی اقتصادی و ظرفیت تولیدی اقتصاد ایران در نظر گرفته شده است، رابطه‌ی مثبت با عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی دارد و نشان می‌دهد که با افزایش تولید ناخالص داخلی، ظرفیت تولیدی و مزیت نسبی صادرکنندگان برای این نوع صادرات افزایش می‌یابد.

بر اساس ادبیات نظری ارائه شده، افزایش نرخ ارز باعث تنزل ارزش پول ملی می‌شود و در صورت تحقق وضعیت کشش‌پذیری، عرضه‌ی صادرات به دلیل افزایش درآمد صادرکننده از صادرات مقدار معینی کالا، افزایش پیدا می‌کند. در این راستا با توجه به دیدگاه نظری و نتایج به دست آمده، با افزایش نرخ ارز حقیقی توان رقابتی صادرکنندگان خدمات فنی و مهندسی در ایران افزایش می‌یابد. با توجه به نتایج به دست آمده، از دیگر متغیرهایی که اثر مثبت بر عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی دارد، متغیر بهره‌وری کل است که بر اساس آن، افزایش بهره‌وری به دلیل افزایش توان تولیدی و مزیت نسبی در فرآیند تولید در اقتصاد ایران، باعث افزایش سطح این نوع صادرات می‌شود. از طرف دیگر در این مطالعه، نرخ تورم به عنوان عامل مانع جریان تجارت در نظر گرفته شده است که با توجه به نتایج به دست آمده، رابطه‌ی آن با عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی در اقتصاد ایران منفی است. این موضوع نشان می‌دهد که اگر نرخ تورم در اقتصاد ایران افزایش یابد، به دلیل اثرات منفی که بر ظرفیت تولیدی می‌گذارد، منجر به کاهش عرضه صادرات خدمات فنی و مهندسی می‌شود. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده، افزایش حجم

نقدینگی نیز به دلیل اثر مثبتی که بر سطح نرخ تورم دارد، باعث کاهش عرضه‌ی این نوع صادرات می‌شود.

بر اساس ادبیات ارائه شده، یکی از عواملی که باعث ایجاد مزیت رقابتی بنگاه‌های داخلی در بازارهای بین‌المللی می‌شود، اتخاذ سیاست‌های مناسب دولت در جهت گسترش صادرات است. در این راستا دولت ایران به منظور توسعه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی طی دوره‌ی ۱۳۹۰-۱۳۸۳، سیاست‌های حمایتی در جهت افزایش مزیت نسبی و توان تولیدی صادرکنندگان در بازارهای بین‌المللی اتخاذ کرد که بر اساس نتایج به دست آمده در این مطالعه، اتخاذ این سیاست‌ها باعث افزایش صادرات خدمات فنی و مهندسی در اقتصاد ایران طی دوره‌ی مورد بررسی شده است.

در نهایت بعد از این که ضرایب بلندمدت الگوی عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی برآورد شد، باید برای تأیید این ضرایب، پایایی جمله‌ی اخلال این الگو با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد به روش HEGY ارزیابی شود که نتایج آن در جدول (۸) ارائه شده است.

جدول ۸: نتایج آزمون ریشه‌ی واحد جمله‌ی اخلال معادله‌ی (۱)

نام متغیر	ریشه‌ی کلی ($\mathbb{R}_1$)	ریشه‌ی شش ماهه ($\mathbb{R}_2$)	ریشه‌ی سالانه تکراری		متغیر پایا
			($\mathbb{R}_3$)	($\mathbb{R}_4$)	
u_t	×	×	×	×	در سطح پایا است

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج به دست آمده، جمله‌ی اخلال این الگو در سطح پایا است. بنابراین، ضرایب به دست آمده از برآورد الگوی عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی در بلندمدت تأیید می‌شود.

۶- نتیجه‌گیری

در اقتصاد ایران به عنوان یکی از کشورهای مهم صادرکننده‌ی نفت، سهم زیادی از منابع درآمدی دولت را صادرات نفت تشکیل می‌دهد. بنابراین، امروزه مشکلات ناشی از اقتصاد تک محصولی و اتکای بیش از حد به درآمدهای نفتی، اقتصاد کشور را به شدت تحت تأثیر عوامل خارجی از جمله نوسانات قیمت جهانی نفت قرار داده است. علاوه بر این عدم تحقق درآمدهای پیش‌بینی شده‌ی دولت از محل صادرات نفت،

اثرات منفی بر اجرای طرح‌های عمرانی و زیربنایی می‌گذارد. این در حالی است که یکی از عوامل مهم رهایی وابستگی اقتصاد ایران از درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت خام و ایجاد رشد و توسعه‌ی اقتصادی پایدار، رونق صادرات غیرنفتی مانند خدمات فنی و مهندسی است. بنابراین، با توجه به اهمیت نقش توسعه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی در رشد مداوم اقتصادی، در این مطالعه تعیین کننده‌های عرضه‌ی این نوع صادرات طی دوره‌ی ۱۳۹۳:۴-۱۳۷۸:۱ ارزیابی شد. برای این منظور از الگوی هم‌انباشتگی فصلی و به منظور وجود رابطه‌ی هم‌انباشتگی در فرکانس‌های مختلف داده‌های فصلی از روش جدید معرفی شده در روابط بخش (۳)، استفاده شد. آزمون ریشه‌های واحد فصلی نیز از طریق آزمون HEGY انجام شد.

بر اساس نتایج، تعیین کننده‌های عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی در اقتصاد ایران شامل متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، بهره‌وری کل، نرخ ارز حقیقی، حجم نقدینگی کل و سیاست‌های حمایتی دولت از این بخش است. همچنین متغیرهای تولید ناخالص داخلی، بهره‌وری کل، نرخ ارز حقیقی و سیاست‌های حمایتی دولت به دلیل ایجاد افزایش توان رقابتی و انگیزه‌ی تولیدی صادرکنندگان، رابطه‌ی مثبت با عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی دارند. از طرف دیگر افزایش نرخ تورم و حجم نقدینگی کل، به دلیل افزایش قیمت کالاهای صادراتی در بازارهای بین‌المللی، باعث کاهش عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی در اقتصاد ایران می‌شوند.

بر اساس نتایج به دست آمده، توصیه‌های سیاستی زیر را می‌توان ارائه کرد:

- اثر اندازه‌ی اقتصادی و ظرفیت تولیدی بر عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی مثبت است. بنابراین، افزایش ظرفیت‌های تولیدی به روش‌های مختلف مانند بسترسازی‌های مناسب برای جذب سرمایه‌های داخلی و خارجی می‌تواند باعث ایجاد مزیت نسبی کشور ایران در بازارهای بین‌المللی شود که عاملی در جهت افزایش صادرات خدمات فنی و مهندسی است. به عبارتی برای تحقق اقتصاد مقاومتی که مشخصه بارز آن یک اقتصاد «درون‌زای برون‌گرا» است، گشایش ظرفیت تولید است.

- بر اساس نتایج، نرخ ارز حقیقی رابطه‌ی مثبت با عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی دارد. با توجه به این موضوع اگر اصلاح بازار ارز و حرکت به سمت تک نرخی کردن ارز و تثبیت نرخ ارز حقیقی و نه نرخ ارز اسمی با برنامه‌ای مدون و

برنامه‌ریزی شده انجام گیرد، قدرت رقابت صادرکنندگان در بازارهای جهانی را در اقتصاد ایران به همراه خواهد داشت.

- از نظر اقتصادی و نتایج این مطالعه، افزایش بهره‌وری باعث کاهش مواد اولیه‌ی لازم جهت تولید مقدار مشخصی از محصول نهایی و افزایش صادرات خدمات فنی و مهندسی می‌شود. بنابراین، افزایش بهره‌وری با استفاده از تأمین امکانات لازم برای بنگاه‌های دانش‌بنیان که دارای مزیت نسبی در صادرات خدمات فنی و مهندسی هستند، پیشنهاد می‌شود.

- با توجه به نتایج تجربی، افزایش تورم و حجم نقدینگی کل نقشی منفی بر ظرفیت تولیدی دارند که عاملی در جهت کاهش عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی است. بنابراین، برای گسترش صادرات خدمات فنی و مهندسی و کنترل تورم و حجم نقدینگی اعمال یک سیاست پولی، مالی و ارزی مناسب از طرف دولت حائز اهمیت است.

- یکی دیگر از متغیرهای اثرگذار بر عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی، سیاست‌های حمایتی دولت از صادرات خدمات فنی و مهندسی بود. بنابراین، با توجه به این موضوع پیشنهاد می‌شود که دولت ایران سیاست‌هایی حمایتی بر اساس اولویت‌های صحیح خدمات صادراتی در جهت حضور فعال‌تر در بازارهای بین‌المللی اعمال کند، تا با ایجاد افزایش توان تولیدی و ایجاد مزیت رقابتی در صادرکنندگان داخلی، سطح صادرات خدمات فنی و مهندسی را در اقتصاد ایران افزایش دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست (الف):

معرفی متغیرهای الگوی عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی

نام متغیر	نماد در الگو	تعریف	منبع
عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی	X^s	عرضه‌ی صادرات خدمات فنی و مهندسی از ایران به سراسر جهان	سازمان توسعه تجارت ایران
تولید ناخالص داخلی	GDP	ارزش مجموع کالاها و خدماتی است که طی یک دوره‌ی معین، معمولاً یک سال، در یک کشور تولید می‌شود.	بانک مرکزی ایران
نرخ ارز حقیقی	RER	نسبت قیمت‌های خارجی به قیمت‌های داخلی بر حسب یک پول	بانک جهانی، بانک مرکزی ایران و محاسبات پژوهش
نرخ تورم (بر اساس شاخص تعدیل تولید ناخالص داخلی)	P	نسبت تولید ناخالص داخلی اسمی به تولید ناخالص داخلی واقعی است.	بانک جهانی
بهره‌وری کل	PRO	نسبت ارزش همه‌ی ستانده‌ها به جمع ارزش یا مقدار وزنی همه‌ی نهاده‌های به کار گرفته شده در تولید ستانده‌ها است.	سازمان ملی بهره‌وری
حجم نقدینگی کل	M	مجموع اسکناس‌ها، مسکوکات و سپرده‌های دیداری در یک کشور است.	بانک مرکزی ایران
سیاست‌های حمایتی دولت	DUM	سیاست‌های حمایتی و تشویقی دولت در جهت حمایت از صادرکنندگان خدمات فنی و مهندسی	سازمان توسعه تجارت ایران

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست (ب):

Response Surfaces for Critical Values of Co-integration Test (Table 1)

n Model	Point (%)	$\phi\infty$	SE	$\phi1$	$\phi2$
1 No constant, no trend	۱	-۲/۵۶۵۸	۰/۰۰۲۳	-۱/۹۶۰	-۱۰/۰۴
	۵	-۱/۹۳۹۳	۰/۰۰۰۸	-۰/۳۹۸	۰/۰۰
	۱۰	-۱/۶۱۵۶	۰/۰۰۰۷	-۰/۱۸۱	۰/۰۰
1 constant, no trend	۱	-۳/۴۳۳۶	۰/۰۰۲۴	-۵/۹۹۹	-۲۹/۲۵
	۵	-۲/۸۶۲۱	۰/۰۰۱۱	-۲/۷۳۸	-۸/۳۶
	۱۰	-۲/۵۶۷۱	۰/۰۰۰۹	-۱/۴۳۸	-۴/۴۸
1 constant + trend	۱	-۳/۹۶۳۸	۰/۰۰۱۹	-۸/۳۵۳	-۴۷/۴۴
	۵	-۳/۴۱۲۶	۰/۰۰۱۲	-۴/۰۳۹	-۱۷/۸۳
	۱۰	-۳/۱۲۷۹	۰/۰۰۰۹	-۲/۴۱۸	-۷/۵۸
2 constant, no trend	۱	-۳/۹۰۰۱	۰/۰۰۲۲	-۱۰/۵۳۴	-۳۰/۰۳
	۵	-۳/۳۳۷۷	۰/۰۰۱۲	-۵/۹۶۷	-۸/۹۸
	۱۰	-۳/۰۴۶۲	۰/۰۰۰۹	-۴/۰۶۹	-۵/۷۳
2 constant + trend	۱	-۴/۳۲۶۶	۰/۰۰۲۲	-۱۵/۵۳۱	-۳۴/۰۳
	۵	-۳/۷۸۰۹	۰/۰۰۱۳	-۹/۴۲۱	-۱۵/۰۶
	۱۰	-۳/۴۹۵۹	۰/۰۰۰۹	-۷/۲۰۳	-۴/۰۱
3 constant, no trend	۱	-۴/۲۹۸۱	۰/۰۰۲۳	-۱۳/۷۹۰	-۳۴/۰۳
	۵	-۳/۷۴۲۹	۰/۰۰۱۲	-۸/۳۵۲	-۱۵/۰۶
	۱۰	-۳/۴۵۱۸	۰/۰۰۱۰	-۶/۲۴۱	-۴/۰۱
3 constant + trend	۱	-۴/۶۶۷۶	۰/۰۰۲۲	-۱۸/۴۹۲	-۴۹/۳۵
	۵	-۴/۱۱۹۳	۰/۰۰۱۱	-۱۲/۰۲۴	-۱۳/۱۳
	۱۰	-۳/۸۳۴۴	۰/۰۰۰۹	-۹/۱۸۸	-۴/۸۵
4 constant, no trend	۱	-۴/۶۴۹۳	۰/۰۰۲۳	-۱۷/۱۸۸	-۵۹/۲۰
	۵	-۴/۱۰۰۰	۰/۰۰۱۲	-۱۰/۷۴۵	-۲۱/۵۷
	۱۰	-۳/۸۱۱۰	۰/۰۰۰۹	-۸/۳۱۷	-۵/۱۹
4 constant + trend	۱	-۴/۹۶۹۵	۰/۰۰۲۱	-۲۲/۵۰۴	-۵۰/۲۲
	۵	-۴/۴۲۹۴	۰/۰۰۱۲	-۱۴/۵۰۱	-۱۹/۵۴
	۱۰	-۴/۱۴۷۴	۰/۰۰۱۰	-۱۱/۱۶۵	-۹/۸۸
5 constant, no trend	۱	-۴/۹۵۸۷	۰/۰۰۲۶	-۲۲/۱۴۰	-۳۷/۲۹
	۵	-۴/۴۱۸۵	۰/۰۰۱۳	-۱۳/۶۴۱	-۲۱/۱۶
	۱۰	-۴/۱۳۲۷	۰/۰۰۰۹	-۱۰/۶۳۸	-۵/۴۸
5 constant + trend	۱	-۵/۲۴۹۷	۰/۰۰۲۴	-۲۶/۶۰۶	-۴۹/۵۶
	۵	-۴/۷۱۵۴	۰/۰۰۱۳	-۱۷/۴۳۲	-۱۶/۵۰
	۱۰	-۴/۴۳۴۵	۰/۰۰۱۰	-۱۳/۶۵۴	-۵/۷۷
6 constant, no trend	۱	-۵/۲۴۰۰	۰/۰۰۲۹	-۲۶/۲۷۸	-۴۱/۶۵
	۵	-۴/۷۰۴۸	۰/۰۰۱۸	-۱۷/۱۲۰	-۱۱/۱۷
	۱۰	-۴/۴۲۴۲	۰/۰۰۱۰	-۱۳/۳۴۷	۰/۰
6 constant + trend	۱	-۵/۵۱۲۷	۰/۰۰۳۳	-۳۰/۷۳۵	-۵۲/۵۰
	۵	-۴/۹۷۶۷	۰/۰۰۱۷	-۲۰/۸۸۳	-۹/۰۵
	۱۰	-۴/۶۹۹۹	۰/۰۰۱۱	-۱۶/۴۴۵	۰/۰

Source: MacKinnon (1991), reprinted by permission of Oxford University Press

فهرست منابع:

احمدزاده، خالد، کاظم یاوری، عباس عصاری و بهرام سحابی. (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر صادرات خدمات مطالعه موردی: صادرات خدمات فنی و مهندسی. پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی ، ۴۷: ۲۰-۱.

اصغرپور، حسین، سکینه سجودی و نسیم مهین اصلانی‌نیا. (۱۳۹۰). تحلیل تجربی میزان انتقال اثر نرخ ارز بر قیمت صادرات غیرنفتی ایران. پژوهش‌های اقتصادی، ۳: ۱۳۴-۱۱۱.

بابایی، ساناز. (۱۳۸۸). نگاهی به صادرات خدمات فنی و مهندسی درایران. بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی، ۹۳ و ۹۴: ۷۰-۵۱.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۳-۱۳۷۸). اداره حساب‌های اقتصادی. گزارش اقتصادی ترازنامه‌ی بانک مرکزی.

پایتختی اسکویی، سید علی، احسان شافعی و رضا رمضانی. (۱۳۹۲). عرضه صادرات غیرنفتی در ایران: کاربرد رهیافت فیلتر کالمن. سیاست‌های راهبردی و کلان، ۴: ۸۶-۶۹.

سازمان توسعه‌ی تجارت ایران. (۱۳۸۰). گزارش آیین‌نامه‌ی اجرایی حمایت از صادرات خدمات فنی و مهندسی.

سازمان توسعه‌ی تجارت ایران. (۱۳۹۴-۱۳۷۳). گزارش صادرات خدمات فنی و مهندسی.

سازمان ملی بهره‌وری ایران. (۱۳۹۳). راهنمای اندازه‌گیری شاخص‌های بهره‌وری نیروی کار و سرمایه و بهره‌وری کل عوامل در بخش‌ها و زیربخش‌های اقتصادی و اجتماعی و فرهنگی کشور.

سلطانی، الیزابت. (۱۳۸۸). نقش بهره‌وری در رشد اقتصادی و توسعه‌ی صادرات غیرنفتی. بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی، ۹۵ و ۹۶: ۳۴-۵.

شاکری، عباس. (۱۳۸۳). عوامل تعیین‌کننده‌ی صادرات غیرنفتی ایران. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۱: ۵۰-۲۳.

طیبی، سید کمیل و اکبر توکلی. (۱۳۷۹). یک چارچوب تحلیلی از تعامل بین واردات واسطه‌ای-سرمایه‌ای و صادرات غیرنفتی در بخش صنعتی اقتصاد ایران (۱۳۷۶-۱۳۴۰). پژوهش‌نامه بازرگانی، ۱۵: ۲۴-۱.

طیبی، سیدکمیل و شیرین مصری‌نژاد. (۱۳۸۱). بررسی رابطه‌ی تعاملی کوتاه‌مدت و بلندمدت تورم و عرضه‌ی صادرات غیرنفتی در ایران. تحقیقات اقتصادی، ۶۱: ۲۳-۱.

طیبی، سیدکمیل و علی فرهادی‌کیا. (۱۳۷۹). اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌های ارزی بر صادرات غیرنفتی ایران. مجموعه مقالات دهمین کنفرانس سالانه سیاست‌های پولی و ارزی، تهران، مؤسسه تحقیقات پولی و ارزی، ۱(۱): ۳۰۹-۲۸۷.

کمالی اردکانی و میترا نصیری. (۱۳۸۳). تجارت خدمات در سازمان جهانی تجارت. مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی. چاپ اول. تهران.

گودرزی، آتوسا و محمدحسن صبوری دیلمی. (۱۳۹۲). بررسی رابطه‌ی بلندمدت میان نرخ ارز و صادرات غیرنفتی در ایران. مجلس و راه‌برد، ۷۷: ۳۹-۵.

مهرآرا، محسن و رضا داور پناه. (۱۳۷۷). تأثیر سیاست‌های حمایتی بر صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران. برنامه و بودجه، ۳۰: ۶۰-۲۹.

نفری، اکبر. (۱۳۸۱). آثار یکسان‌سازی نرخ ارز بر تجارت خارجی محصولات کشاورزی. مجموعه مقالات: آثار یکسان‌سازی نرخ ارز بر بخش کشاورزی. مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصادی کشور، ۹۱-۵۹.

ولدخانی، عباس. (۱۳۷۶). عوامل تعیین کننده‌ی صادرات غیرنفتی در ایران. برنامه و بودجه، ۲۲ و ۲۳: ۳۰-۳.

Beckerman, W. (1992). Economic Growth and the Environment: Whose growth? Whose Environment?. World Development, 20(4): 481-496.

Cho, D. (1994). A Dynamic Approach to International Competitiveness: The Case of Korea. Far Eastern Business, 1(1): 17-36.

Engle, R.F., C.W.J. Granger, S. Hylleberg & H.S. Lee. (1993). The Japanese Consumption Function. Econometrics, 55: 275-298.

Goldstein, M. & M.S. Khan. (1978). The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach. Review of Economics and Statistics, 60: 275-286.

Hasanov, F. & I. Samadova. (2010). The Impact of Real Exchange Rate on NonOil Exports. MPRA Paper, 29556: 1-16.

Hylleberg, S., R.F. Engle, C.W.J. Granger & B.S. Yoo. (1990). Seasonal Integration and Co-integration. Econometric, 44: 215-238.

Kohli, U.R. (1978). A Gross National Production and the Derived Demand for Imports and Supply of Export. Canadian Journal of Economist, 11: 167-182.

Moniruzzaman, M.D., M. Toy & A. Hassan. (2011). The Export Supply Model of Bangladesh. International Journal of Economics and Financial Issues, 4: 163-171.

Nordas, H. & J. Hodge. (2001). Liberalization of Trade In Producer Services-The Impact on Developing Countries. South African Journal of Economics, 69(1): 93-93.

Porter, M.E. (1990). The Competitive Advantage of Nations. Free Press, MacMillan Press Ltd. First Published. New York.

Porter, M.E. (2003). Determinants of Regional Economic Performance. Harvard Business School, Harvard University (mimeo). First Published. Boston, MA.

Prasanna, N. (2010). Impact of Foreign Direct Investment on Export Performance in India. JSoc Sci, 24: 65-71.

Reinhart, C. (1995). Devaluation Relative Prices, and International Trade: Evidence from Developing Countries. IMF Staff Paper, Palgrave Macmillan, 42(2): 290-312.

Richard, H. & R. Sollis. (2003). Applied Time Series Modelling and Forecasting. Wiley Press. First Published. Chichester.

Wagner, J. (2005). Exports and Productivity: a Survey of the Evidence from Firm level Data. Lueneburg University Press. First Published. Lueneburg.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی