مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۶۱ / پاییز و زمستان ۸۱ / صفحات ۲۳-۱

بررسی رابطهٔ تعاملی کوتاه مدت و بلندمدت تورم و عرضه صادرات غیر نفتی در ایران

دکتر سید کمیل طیبی*
شیرین مصری نژاد**

چکیده

مقاله حاضر به دنبال آن است که تاثیر تورم را بر عرضه صادرات غیر نفتی مورد بررسی قرار دهد و به آزمون این فرضیه بپردازد که تورم در بلندمدت بر صادرات غیر نفتی اثر منفی دارد، اما در کوتاه‌مدت، باعث رشد محدودی در صادرات غیرنفتی می گردد. برای این منظور با ارائه یک چارچوب نظری و با استفاده از روش "یوهانسن – جوسیلیوس" رابطه بلندمدت، و با استفاده از مکانیسم تصحیح – خطا رابطه کوتاه مدت براورد می شود. مزیت روش یوهانسن – جوسیلیوس نسبت به سایر روشها (از جمله انگل – گرانجر) آن است که چندین بردار هم انباشته کننده را مشخص می کند که با توجه به تئوری می توان بردار مطلوب را انتخاب کرد و رابطه بلندمدت را براساس آن مشخص نمود. آمار و اطلاعات مورد استفاده از منابع آماری معتبر، برای دوره ۷۸-۱۳۴۰ به دست آمده اند.

به طور کلی این مطالعه بر کنترل تورم با اعمال سیاست های اقتصادی، از جمله سیاست‌های پولی و ارزی، و اتخاذتصمیمات لازم برای دستیابی به توسعه صادرات غیرنفتی تاکید دارد.

کلید واژه

تورم / صادرات غیر نفتی / رابطه تعاملی / اثرات کوتاه مدت / اثرات بلندمدت

---

* – استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان.

** – دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه اصفهان.

۱ ـ مقدمه

گروهی از محققین (فدر[1]، کروگر[2] و ...) معتقدند که تجارت و به خصوص صادرات در رشد و توسعه اقتصادی کشورها نقش مهمی را ایفا می کند؛ به همین دلیل از آن به عنوان موتور رشد و توسعه اقتصاد داخلی یاد می کنند و به دنبال کسب بهترین جایگاه آن در نظام تجاری می‌باشند. صادرات ایران را می‌توان به دو بخش صادرات نفتی و غیرنفتی تقسیم کرد؛ اما از آنجایی که صادرات نفتی بیشتر تحت تأثیر عوامل خارجی قرار دارد، در نتیجه در کنترل اقتصاد داخلی نمی‌باشند؛ بنابر این بیشتر به عنوان یک متغیر برونزا محسوب می‌شود، به همین دلیل بسیاری از صاحب نظران و پژوهشگران اقتصاد و توسعه به تحلیل وضعیت موجود صادرات غیرنفتی و یافتن راهبردهایی برای توسعه صادرات غیرنفتی پرداخته‌اند (حیدریان اقداش، ۱۳۷۵).

از طرف دیگر، تورم همواره به عنوان یک بیماری مزمن اقتصادی مورد بحث اقتصاددانان بوده است. تورم، مخصوصاً در سطوح بالا، علاوه بر آنکه نظام قیمت‌ها را مختل می‌سازد، موجب از بین رفتن انگیزه‌های سرمایه گذاری، عدم تخصیص بهینه منابع و افت بهره‌وری عوامل تولید می شود و در نهایت تولید داخلی و تولید کالاهای تجاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین تورم می‌تواند ناشی از سیاست های نامناسب پولی، ارزی و مالی باشد که مجدداً بر صادرات غیرنفتی، بویژه در بلند مدت آثار منفی ایجاد می کند. مقاله حاضر به بررسی رابطه تعاملی کوتاه‌مدت و بلندمدت تورم و عرضه صادرات غیرنفتی در ایران می‌پردازد و علاوه بر آن، نحوه تأثیر گذاری عوامل دیگری مانند نرخ ارز، حجم پول و حجم تولید را بر صادرات غیرنفتی نیز مورد مطالعه قرار می‌دهد.

بر این اساس، بخش دوم این مقاله به مبانی تئوریک موضوع می‌پردازد و رابطه نظری صادرات و تورم را تحلیل می کند. بخش سوم به روند صادرات غیرنفتی پرداخته، پس از آن پیشینه تورم در ایران را بررسی می کند. در بخش پنجم مدل عرضه صادرات ارائه شده ودر بخش بعدی به تخمین و بررسی نتایج حاصل از مدل می پردازد.بخش هفتم به نتیجه گیری و ارائه پیشنهادات اختصاص یافته است.

1- Feder (1983)

2- Krueger (1990)

۲ـ بحث تئوریک

۲ـ۱ـ صادرات و رشد اقتصادی

پیوند بین عملکرد صادرات و رشد اقتصادی، با ایجاد حجم زیادی از کارهای تجربی، در مرکز ثقل ادبیات توسعه اقتصادی قرار گرفته است. موضوعیت این مطالعات در دامنهٔ تحلیل یک کشوری به بررسی چند کشوری تعمیم یافته است و به طور همزمان، جدای از تمرکز مطالعات انجام شده در مورد بررسی آثار عوامل مربوط به صادرات، به کشف روابط علی نیز توجه خاصی مبذول شده است. این فرایند، نگرش مهمی را روی رابطه بین صادرات و رشد محصول ایجاد کرده است.

مفهوم صادرات منجر به رشد(ELG)[1]، که در عمل یک رابطه علی را بین صادرات و رشد محصول پیشنهاد می‌کند، به خصوص در میان سیاستگذاران کشورهای درحال توسعه و تازه صنعتی شده عمومیت دارد (کوان و کوک،۱۹۹۵[2]).

پذیرش وسیع فرضیه ELG در میان محققین آکادمیکی مانند فدر (۱۹۸۳) و کروگر (۱۹۹۰) و همچنین بانک جهانی، زمینه بیشتری را در جهت نگرش به استراتژی «برونگرایی»[3] به عنوان یک سیاست مؤثر توسعه اقتصادی فراهم کرده است، با این حال در سال های اخیر رابطه بین صادرات و رشد محصول در ادبیات موجود، موضوع بحث قابل ملاحظه‌ای بوده است.

علی رغم آنکه بهمن اسکویی و دیگران (۱۹۹۱)[4] نتایجی را در جهت حمایت از فرضیه تشویق صادرات ارائه می‌کنند، جانگ و مارشال(۱۹۸۵)[5] هیچ رابطه معنی‌داری را بین دو متغیر فوق برای یک نمونه از کشورهای افریقایی نمی‌یابند. دودارو(۱۹۹۳)[6] هم نشان داد

1- Export – led – Growth

2- Kwan and Kwok (1995)

3- Kwan and Kwok (1995)

4- Bahmani – Oskooee (1991)

5- Jung and Marshall (1985)

6- Dodaro (1993)

که رشد صادرات و رشد GDP رابطه علی دو جانبه ضعیفی دارند. به غیر از تحلیل‌های دو گانه علیت که متغیرهای مرتبط دیگر را از روش خود خارج می‌سازند، مطالعات زیادی نیز مثل لوین و رنیلت (۱۹۹۲)[1]، و لوین و زروس(۱۹۹۳)[2] نشان می‌دهند که رابطه بین رشد اقتصادی و تعدادی از عوامل تعیین‌کننده آن موقعی که داده‌های مقطعی کشوری به کار گرفته می‌شود، شکننده می‌باشد. فقط همبستگی بین رشد اقتصادی و سهم سرمایه‌گذاری در GDP و بین سهم سرمایه‌گذاری و نسبت تجارت خارجی به GDP مطلوب می‌باشند؛ همچنین در مطالعه‌ای توسط آموتنگ و آموکو -آدو(۱۹۹۶)[3] نشان داده می‌شود که علیت بین درآمد صادراتی و رشد اقتصادی با معرفی متغیر سومی یعنی هزینه خدمات بدهی خارجی که رابطه معنی‌داری با آنها دارد، دراقتصاد برخی کشورهای آفریقایی شکل می‌یابد؛ به عبارتی این مطالعه یک چارچوب علی سه گانه درتحلیل خود به کار می‌گیرد.

۲ـ۲ تورم و رشد اقتصادی

تغییر در قیمت یک محصول نسبت به تغییر در قیمت سایر محصولات، انعکاس اساسی در تخصیص دادن منابع بین تولید و مصرف محصولات فراهم می‌سازد. در عمل، خانوارها سبدهای متفاوتی ازکالاها را خریداری می‌کنند؛ برای مثال، آنهایی که دارای سطح درآمدی کمتر، و از لحاظ اندازه خانوار بزرگتر می‌باشند، سهم بالایی از مخارجشان را به کالاهای ضروری مثل خوراکی، حرارتی و ... اختصاص می‌دهند. اگر قیمت این کالاها و خدمات در یک نرخ متفاوتی نسبت به سایر کالاها افزایش یابد، خانوارها بسته به میزان و چگونگی این اختلاف نرخ، سود یا زیان می‌برند.

اگر درآمد به طور کامل قابل انتظار می‌بود، عاملین اقتصادی قادر به تشخیص این مسأله بودند که چه میزان از تغییر قیمت به دلیل تورم و چقدر به خاطر عملکرد بازار است و بدین ترتیب منابع را به صورت کارا تخصیص می‌دادند. تورم غیر منتظره، علائم قیمتی را تحریف می‌کند و منجر به عدم تخصیص منابع می‌شود. البته در نرخ‌های بالاتر تورم،

1- Levine and Renelt (1992)

2- Levine and Zerros (1993)

3- Amoateng and Amoako – Adu (1996)

تحریف بیشتری وجود خواهد داشت. در بیان ارتباط میان تورم و رشد اقتصادی، ارائه یک مدل نظری ساده‌تر از یک آزمون تجربی می‌باشد. مطالعات انجام گرفته در این زمینه حاکی از تنوع متدلوژی در بررسی ارتباط تورم و رشد اقتصادی است. گریمز(۱۹۹۱)[1] برای نشان دادن این رابطه، به نقش تورم قیمت عمده فروشی در افزایش وزن کالاهای قابل مبادله[2] نسبت به کالاهای غیرقابل مبادله[3] توجه می‌کند؛ به عبارت دیگر، چنین بیان می‌کند که اگر تولید ناخالص داخلی به قیمت های اسمی به طور صحیح اندازه‌گیری شوند، آنگاه افزایش قیمت تولیدکننده به معنی کاهش تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های واقعی می‌باشد؛ به این منظور، با فرض اینکه قیمت عمده فروشی تبعیت بیشتری از قیمت تولیدکننده دارد، لذا درصد تغییرات قیمت عمده فروشی را ملاک بررسی قرار می‌دهد.

در این راستا، دوگرپگوریو(۱۹۹۲)[4] برای بررسی ارتباط تورم و رشد اقتصادی، یک مدل ساده رشد درونزا با تشریح تورم بر تخصیص منابع و رشد اقتصادی ارائه و بر این اساس، اثرات تورم بر درآمد و رفاه پایدار را برای دستیابی به رشد پایدار بررسی نموده است. اما الکساندر(۱۹۹۷)[5] نقش تورم بر رشد اقتصادی را از طریق یک تابع تولید ساده و مبتنی بر نظریه رشد نئوکلاسیک بررسی نموده است. با افزودن نرخ تورم برای آزمون این فرضیه که «اثر تورم بر رشد اقتصادی صفر است»، می‌توان مدل رشد نئوکلاسیک را کامل نمود.[6] از سوی دیگر، مطابق نظریه "توبین –ماندل"، افزایش تورم اگر به یک جانشینی میان پول و سرمایه‌گذاری در سرمایه ثابت منجر شود، می‌تواند اثر مثبت بر رشد اقتصادی بر جای بگذارد؛ بنابراین می توان تغییر در نرخ تورم را به عنوان عامل تحریک‌کننده این جانشینی در الگوی مورد مطالعه لحاظ نمود؛ در واقع سعی در تبیین اثر کوتاه‌مدت تورم بر

1- Grims (1991)

2- Tradable Goods

3- Non Tradable Goods

4- De Grepgorio (1992)

5- Alexander,(1997)

۶ ـ این امر با ملاحظات تئوریک مبتنی بر نظریه فیلیپس انجام می‌گیرد.

رشد اقتصادی می‌گردد. یانگ و دیگران (۱۹۹۷) برای لحاظ کردن اثر تورم بر رشد اقتصادی، از "مدل لوکاس" استفاده نموده‌اند. براساس تحلیل‌های لوکاس، عاملان اقتصادی اثر افزایش قیمت‌ها را با تعدیل قیمت‌های نسبی در کوتاه مدت اشتباه می‌گیرند و تولید خود را افزایش می‌دهند، ولی پس از شکل‌گیری و تعدیل انتظارات تورمی، از عرضه خود می‌کاهند؛ براین اساس، در یک روش همزمان اثر نرخ تورم را در کوتاه مدت و بلندمدت بر رشد اقتصادی تحلیل می‌نماید.

۳ـ روند توسعه صادرات غیرنفتی در ایران

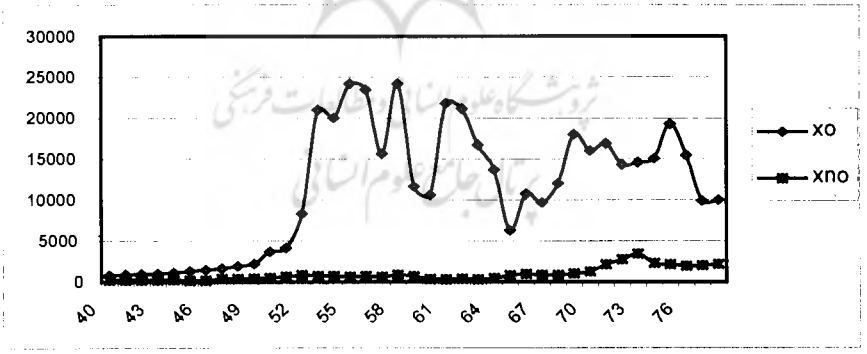
بخش نفت از اوایل دهه ۱۳۴۰ همواره به عنوان یک نقش مسلط در تاریخ اقتصاد ایران مطرح بوده است. این شرایط به ویژه در دوره ۵۶-۱۳۵۲، زمانی که صادرات نفت یک شتاب رشد یابنده‌ای را روی اقتصاد ایران ایجاد نمود، چشمگیرتر بود؛ اما جهت‌گیری‌های جدید بعد از پیروزی انقلاب اسلامی، سیاستهای نفتی رژیم قبلی را تغییر داد.

به طور کلی سهم صادرات در GDP از حدود ۲۰٪ در سال ۱۳۵۰ ، به ۴۵٪ در سال ۱۳۵۶ (دوره قبل از انقلاب) رسید. در دوره بعد از انقلاب این سهم به حدود ۱۶٪ در سال ۱۳۶۱ کاهش یافت و مواجه با افت شدیدی در حدود ۳/۴٪ در سال ۱۳۶۵ گردید. مجددا" سهم صادرات از خود افزایش نشان داد و به حدود ۲۵٪ در سال ۱۳۷۳ رسید (طیبی و فرهادی کیا، ۱۳۷۹).

توسعه صادرات غیرنفتی در برنامه‌های اول و دوم جمهوری اسلامی ایران از اولویت ویژه‌ای برخوردار بوده است. صادرات غیرنفتی از حدود ۱ میلیارد دلار در سال ۱۳۶۷ به ۳/۷ میلیارد دلار در سال ۱۳۷۳ رسید و سالیانه به طور متوسط در طی دوره برنامه اول (۷۲-۱۳۶۸) درآمدهای ناشی از صادرات غیرنفتی ۲/۴ میلیارد دلار تحقق یافت. با وجود این، ۳۴٪ از درآمدهای ارزی ناشی از این نوع صادرات که توسط برنامه اول به مبلغ ۱۷/۸ میلیارد دلار پیش‌بینی شده بود، تحقق نیافت (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران – شماره‌های مختلف).

با این حال در طول برنامه دوم، میانگین سالانه درآمدهای صادرات غیرنفتی حدود ۳/۱ میلیارد دلار افزایش یافت که تنها دلالت بر تحقق ۴۶٪ از کل صادرات غیرنفتی پیش‌بینی شده دارد. مطابق با آمار موجود، در سال ۱۳۷۸ کل صادرات کشور اعم از صادرات کالا و خدمات به ۱۴/۵ میلیارد دلار رسید. در این سال ارزش صادرات نفتی بالغ بر ۹/۹ میلیارد دلار بود که نسبت به سال قبل ۳۶٪ کاهش یافت؛ اما ارزش صادرات غیرنفتی با ۴/۵٪ رشد، به ۳/۱ میلیارد دلار رسید که با توجه به رکود حاکم بر اقتصاد جهانی و افت قیمت این نوع صادرات، ارزش آنها علی‌رغم حجم بالای صادرات غیرنفتی و سیاست های تشویقی به کار گرفته شده، از رشد نسبتاً پایین برخوردار بود. . نمودار شماره (۱) روند صادرات نفتی (XO)وصادرات غیرنفتی(XNO) را به قیمت ثابت ۱۳۶۱ در طول دوره ۱۳۷۸-۱۳۴۰ نشان می‌دهد. بر این اساس، صادرات نفتی و غیرنفتی به ترتیب در سال‌های ۱۳۵۵ و ۱۳۷۳ به اوج خود رسید و کمترین مقدار آن دو به ترتیب به سال‌های ۱۳۴۰ و ۱۳۴۵ اختصاص داشت.

نمودار شماره (۱) : روند صادرات نفتی(XO) وصادرات غیر نفتی(XNO) در طی دوره ۱۳۷۸ـ ۱۳۴۰



ماخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (سالهای مختلف)

۴ – ارائه مدل عرضه صادرات

معمولاً توابع صادرات براساس نظریه‌های مصرف و تولید تصریح می‌گردند، تابع تقاضای کالاهای 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 (Y_f) ، قیمت کالاهای صادراتی (P_x) و قیمت کالاهای جانشین (P_i) بستگی دارد (رینهارت، ۱۹۹۵)[1].

همچنین در مورد طرف عرضه، کهلی(۱۹۷۸)[2] بحث می‌کند که چون سود بنگاه، تحت محدودیت هزینه ثابت به حداکثر می‌رسد، پس عرضه کالاهای صادراتی تحت تأثیر مستقیم تغییرات قیمت و ظرفیت تولیدی قرار می‌گیرد، در حالی که تغییرات قیمت نهاده‌های تولید رابطه منفی با تغییرات عرضه کالاهای صادراتی دارد.

خان و نایت (۱۹۸۸)[3] تابع تولید بخش عرضه صادرات را برای کشورهای در حال توسعه در فرم کاب – داگلاس به صورت زیر تعریف می‌کنند:

$$L X_t^s = \alpha_0 + \alpha_1 L MX_t + (1-\alpha_1) L VX_t \qquad (1)$$

که در آن: $\alpha_1 > 0$ و $\alpha_{1+(1-\alpha_1)=1}$ ، دلالت بر فرض بازده تولید نسبت به مقیاس ثابت دارد.

LX_t^s = لگاریتم ارزش داخلی کالاهای صادراتی در زمان t؛

LMX_t = لگاریتم ارزش وارداتی مورد نیاز بخش صادرات در زمان t؛

LVX_t = لگاریتم ارزش افزوده عوامل داخلی تولید در بخش صادرات در زمان t.

از آنجایی که بیشتر کشورهای در حال توسعه اطلاعات مربوط به عوامل وارداتی مورد نیاز در بخش صادرات را در اختیار ندارند، فرض می‌شود که کشش قیمتی تقاضا برای عوامل وارداتی با کشش قیمتی کل واردات برابر است (طیبی و توکلی، ۱۹۷۹). از طرف دیگر، حجم عوامل وارداتی که برای تولیدکنندگان داخلی قابل دسترسی است، همواره کمتر از تقاضای نامحدود برای این عوامل در قیمت‌های جهانی موجود است. همچنین، همان طور که قبلاً ذکر شد، صادرکنندگان سود خود را از طریق به حداقل رساندن هزینه‌های ایجاد ارزش افزوده داخلی، به حداکثر می‌رسانند؛ بنابراین، تابع عرضه صادرات تحت تأثیر تغییرات مثبت قیمت نسبی صادراتی (P_x / P_d) و ذخیره سرمایه ثابت (K_x) قرار

1- Reinhart (1995)

2- Kohli (1978)

3- Khan and Knight (1988)

می‌گیرد؛ اما عمدتا" داده‌های ذخیره سرمایه ثابت برای کشورهای در حال توسعه در دسترس نمی‌باشد، پس فرض می‌شود که سرمایهٔ ثابت در بخش صادرات، یک نسبت ثابتی از روند تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP) است:

$$LX_t = \beta_0 + \beta_1 L (P_x / P_d) + \beta_2 L GDP \qquad (۲)$$

که در آن $\beta_2>0$ وβ_1 است ، وLX ، $L(P_x / P_d)$ و LGDP لگاریتم صادرات،لگاریتم قیمت نسبی صادرات ولگاریتم تولید ناخالص داخلی می‌باشند و P_x و P_d نیز به ترتیب به عنوان قیمت صادراتی و قیمت داخلی معرفی می‌شوند.

علاوه بر این، در ادبیات موضوع، عرضه کالاهای صادراتی تحت تأثیر عوامل دیگری مانند سیاست‌های داخلی، نرخ ارز، تکنولوژی و رشد بازارهای داخلی قرار می‌گیرد. مهرآرا (۱۳۷۷) و ولدخانی (۱۳۷۶) در مطالعات خود، صادرات غیرنفتی ایران را متکی بر متغیرهای نقدینگی و نرخ ارز آزاد نیز می‌دانند؛ با این حال، طیبی و فرهادی‌کیا (۱۳۷۹) در مطالعه خود به این نتیجه می‌رسند که چون در ایران همواره تضعیف پول ملی از طریق سیاست‌های پیمان ارزی، نرخ‌های متعدد ارز، نرخ واریز نامه‌ای و ... شکل گرفته است، بدین ترتیب کلیه تسهیلات، تشویق‌ها و محدودیت‌های ریالی و غیرریالی به صادرکننده جملگی در نرخ مؤثر ارز صادراتی نمایان می‌گردند.

بنابراین با الهام از مطالعات مذکور و چگونگی تأثیرگذاری هر یک از متغیرها الگوی استوکاستیک، عرضه صادرات کالاهای غیرنفتی به صورت زیر قابل تصریح است:

$$LXNO_t = \beta_0 + \beta_1 L (P_x / P_d) + \beta_2 LGDP_t + \beta_3 LEF_t + \beta_4 LM_t + U_t \qquad (۳)$$

که در آن:

$\beta_i > 0$ و $i= 1,2,3,4$؛

$LXNO_t$ = لگاریتم صادرات غیر نفتی (به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱)[1] در زمان t؛

$L(Px / Pd)t$ = لگاریتم شاخصقیمت نسبی صادراتی در زمان t؛

۱- صادرات غیرنفتی به میلیون دلار است که براساس شاخص قیمت جهانی (۱ = ۱۹۸۲) تعدیل شده است.

$LGDP_t$ = لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی (به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱) در زمان t؛

LEF_t = لگاریتم نرخ ارز مؤثر صادراتی (بر مبنای واحدهای ریال به ازای یک دلار آمریکا) در زمان t؛

LM_t = لگاریتم حجم واقعی پول (به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱) در زمان t؛

U_t = جزء استوکاستیک عامل اخلال در زمان t.

اگر چه نقش قیمت نسبی در تابع عرضه صادرات به عنوان عامل تعیین‌کننده سودآوری صادرات دیده می‌شود و لذا علامت مورد انتظار ضریب آن، مثبت است، اما در بلندمدت نوسانات قیمتی و به ویژه افزایش مداوم سطح قیمت‌ها منجر به عدم تخصیص بهینه منابع می‌شود؛ بنابراین، همان طور که در بخش دو ملاحظه گردید، تغییرات مداوم قیمت‌ها و به عبارتی تورم، بر رشد تولید و نهایتا" بر رشد عرضه کالاهای صادراتی اثر می‌گذارد و منجر به کاهش آن می‌شود؛ پس می‌توان یک رابطه تعاملی را بین تورم، تولید و صادرات غیرنفتی متصور شد که تغییرات آنها آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت را روی یکدیگر ایجاد می‌کند.

با الهام از مدل نظری عرضه صادرات غیرنفتی ارائه شده در رابطهٔ (۳)، متغیرهای مورد نظر در یک مدل آتورگرسیو برداری (VAR)[1] به صورت زیر در نظر گرفته می‌شوند:

$$X_t = [LXNO_t , LDCPI_t , LGDP_t , LEF_t , LM_t] \qquad (۴)$$

اضافه بر دلایل ذکر شده فوق، LDCPI به عنوان یک متغیر جایگزین[2] قیمت نسبی در نظر گرفته می‌شود تا علاوه بر اینکه تعیین‌کننده رابطه تعاملی بین صادرات غیرنفتی و تغییرات قیمتی با تورم است، از ایجاد رابطه هم‌خطی در بردار فوق به لحاظ بهره‌گیری از متغیر با ماهیت قیمتی جلوگیری کند. این به دلیل آن است که فرض می‌شود انتظارات تورمی توسط مدل انتظارات تطبیقی کاگان[3] ایجاد می‌شود که ریشه در تغییرات قیمتی

1- Vector Autoregressive Model

2- Proxy variable

3- Cgans Adaptive Expectations Model

دوره های زمانی قبلی دارد (توکلی و طیبی، ۱۹۹۸)[1].

حال می‌توان به روش یوهانسون(۱۹۹۰) و یوهانسون و جوسیلیوس(۱۹۹۱) و مکانیزم تصحیح خطا به آزمون تأثیرگذاری تورم و سایر متغیرها بر عرضه صادرات غیرنفتی پرداخت و روابط تعادلی بلندمدت و کوتاه‌مدت آنها را براورد نمود.

۵ـ روش تخمین و نتایج حاصل از برآورد مدل

این مقاله به دنبال تعیین روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای موجود در مدل عرضه صادرات غیرنفتی ایران است. به منظور تعیین رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها، ابتدا باید هم انباشتگی[2] را که توسط انگل و گرانجر (۱۹۸۷)[3] توسعه یافته است، مورد توجه قرار داد. با این حال قبل از آزمون هم انباشتگی، لازم است که خصوصیات سری های زمانی متغیرها مورد بررسی قرار گیرند.بدین جهت، معمولا آزمون های ریشه واحد[4] که توسط دیکی و فولر (۱۹۸۱)[5] ، فیلیپس و پرون (۱۹۸۸)[6] و یوهانسن (۱۹۸۸)[7] پیشنهاد شده‌اند، استفاده می‌شود.

در این مقاله، روش هم‌انباشتگی چندگانه[8] که یوهانسن(۱۹۹۱) و یوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰)[9] پیشنهاد نموده‌اند، برای تعیین بردارهای هم انباشته ممکن از متغیرهای مدل، به‌کار گرفته می‌شود؛ مخصوصاً روش فوق، از اعتبار لازم برخوردار است، زیرا بر اساس اصل نسبت راستنمائی استوار شده است. به علاوه، روش یوهانسن به تکنیک انگل ـ گرانجر

1- Tavakoli and Tayyebi (1998)

2- Cointegration

3- Engle and Granger (1987)

4- Unit Root

5- Dickey and Fuler (1981)

6- Philips and Perron (1988)

7- Johansen (1988)

8- Multivariate Cointegration Methodology

9- Johansen and Juselius (1990)

ترجیح داده می‌شود؛ زیرا همان طور که ارایز و درات (۱۹۹۴)[1] اشاره می‌کنند، اولا خواص سری‌های داده‌ها را که برای آنها مطرح است به‌طور کامل در بر می‌گیرد، ثانیا تخمین‌های کلیه بردارهای هم انباشته کننده را فراهم می‌کند که بین بردار متغیرها وجود دارند، ثالثا آماره های لازم را برای تعداد بردارهای هم انباشته‌کننده در نظر می‌گیرد و نهایتا اینکه این روش به فرضیه‌ها اجازه می دهد تا ضرایبی که وارد بردارهای هم‌انباشتگی می‌شوند مستقیما آزمون گردند. برای استقرار روش یوهانسن و جوسیلیوس باید روش تعیین مرتبه هم‌انباشتگی متغیرها از جهت ایستا بودن آنها مشخص شود. از طرفی شرط لازم برای استفاده از این روش، ایستا بودن متغیرها از یک مرتبه خاص است.

بنابراین، برای بررسی ایستائی و ساکن‌پذیری داده‌ها، از آزمون دیکی ـ فولر افزوده (ADF) استفاده شده است . برای دسترسی به طول وقفه بهینه فرایند ADF بر اساس معیار آکائیک (AIC) عمل می‌شود . نتایج ارائه شده در جدول شماره (۱) نشان می‌دهند که کلیه متغیرهای موجود در مدل هم انباشته از مرتبه اول می‌باشند؛ به عبارتی بر اساس این آزمون، قدر مطلق آماره آزمون محاسبه شده از قدر مطلق کمیت های بحرانی "مک کینون" در سطح آماری ۵٪ در حالت وجود روند(۳,۵۳-) کوچکتر می‌باشند؛ اما جدول شماره (۲) نشان می‌دهد که در حالت عدم وجود روند و تفاضل مرتبه یک متغیرها، قدر مطلق آماره محاسبه شده از قدر مطلق کمیت های بحرانی (۲,۹۵-) بزرگتر است؛ در نتیجه، همه متغیرها هم انباشته، از مرتبه اول $\{I(1)\}$ هستند. تکانه‌ها بر رفتار سری‌های زمانی متغیرها اثرات پایه‌ای بر جای گذاشته و روند متغیرها را تغییر داده است؛ به علاوه اینکه، برای تمامی متغیرهای موجود در مدل، وجود یک ریشه واحد پذیرفته می‌شود؛ پس شرط لازم برای استفاده از روش یوهانسن ـ جوسیلیوس فراهم است.

1- Arize and Darrat (1994)

جدول شماره (۱)ـ نتایج آزمون ADF برای متغیرها در سطح

متغیرها	وجود روند	
	تعداد وقفه	آماره t دیکی – فولر افزوده (ADF)
LXNO	۲	-۲/۲۲
LDCPI	۲	-۱/۷۸
LGDP	۱	-۲/۱۲
LEF	۱	-۱/۰۶
LM_1	۲	-۲/۷

ماخذ:محاسبات محققین

$ADF_{c\ و\ ٪۵}$ (وجود روند) = - ۳/۵۳

جدول شماره (۲)ـ نتایج آزمون ADF برای متغیرها در تفاضل مرتبه اول

متغیرها	وجود روند	
	تعداد وقفه	آماره t دیکی – فولر افزوده (ADF)
ΔLXNO	۲	-۳/۴۹*
ΔLDCPI	۲	-۵/۰۶*
ΔLGDP	۰	-۳/۱۶*
ΔLEF	۱	-۵/۰۶*
ΔLM_1	۰	-۳/۰۲*

ماخذ:محاسبات محققین

$ADF_{c\ و\ ٪۵}$ (عدم وجود روند) = - ۲/۹۴

* بیانگر معنی‌دار بودن در سطح اهمیت ۵ درصد است.

به دلیل آنکه روش یوهانسن - جوسیلیوس مبتنی بر خوش‌رفتار بودن جملات اخلال (داشتن فروض کلاسیک) است،ضروری به نظر می‌رسد که آزمون‌های تشخیص مدل و تعداد وقفه‌هایی که خودهمبستگی را منتفی می‌کند تعیین شود. طبق جدول شماره(۳) آزمون نرمال بودن توزیع جملات اخلال، عدم خود همبستگی بین جملات اخلال، آزمون واریانس ناهمسانی و آزمون رمزی (RESET) برای تشخیص تصریح صحیح مدل انجام گرفته و نتایج حاکی از برقرار بودن فروض کلاسیک می‌باشد و همان طور که در جدول (۳) نشان داده شده است، صحت تصریح مدل برای تک تک متغیرها تأیید می‌شود.

جدول شماره (۳)ـ نتایج آزمون‌های تشخیص

آماره	LXNO	LDCPI	LGDP	LM1	LEF
JB	۰/۲۲	۰/۳۸	۲/۱۲	۱/۳	۰/۷۸
$F_{LM}(1,11)$	۰/۳	۰/۰۴	۲/۴۴	۲/۱۸	۰/۵۱
F_{ARCH}	۰/۷۱	۱/۱۱	۰/۸۷	۰/۰۷	۰/۲۰
F_{RESET}	۲/۸۴	۰/۲	۰/۸۳	۰/۲۴	۱/۵۳

ماخذ:محاسبات محققین

توضیحات: آماره JB فرض نرمال بودن عوامل اخلال را بررسی می‌کند و آماره بحرانی آن ۵/۹۹ است. آماره‌های FLM و ARCH فرض ناهمسانی واریانس را به دلیل خود همبستگی عوامل اخلال آزمون می‌کند. آماره FReset فرض تصریح درست مدل را بررسی می‌کند.

با توجه به معیار آکائیک (AIC)، طول وقفه پنج [VAR(5)] برای مدل در نظر گرفته می‌شود. مدل مورد استفاده شامل عرض از مبدأ و همچنین متغیر مجازی TD62 به منظور در نظر گرفتن تکانه‌ای که در بخش صادرات بعد از سال ۶۲ ایجاد شد و به واسطه توجهات ویژه تشویق‌های صادراتی و ایجاد روند افزایش صادرات غیرنفتی می‌باشد.به پیروی از روش یوهانسن و جوسلیوس، هدف یافتن هم انباشتگی و براورد رگرسیون جهت کسب ضرایب بلندمدت است. جدول شماره (۴)نتایج حاصل از آزمون تعداد روابط بلندمدت به روش آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه[1] و اثر[2] را نشان می دهد که در آن، وجود ۴ بردار هم انباشته‌کننده را مورد تایید قرار می دهد.

آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود r بردار هم انباشته‌کننده را در برابر وجود r+1 بردار هم انباشته‌کننده مورد آزمون قرار می‌دهد. r بردار هم‌انباشته‌کننده وقتی پذیرفته می‌شود که کمیت آماره آزمون از مقدار بحرانی آن کوچکتر باشد. آزمون اثر وجود حداکثر r بردار هم انباشته را در مقابل وجود بیشتر از r بردار هم انباشته آزمون می‌کند.

1- Maximum Eigen Value Test

2- Trace Test

جدول شماره (۴) : آزمون تعیین تعداد بردارهای هم انباشته کننده

آزمون حداکثر مقدار ویژه		آماره	مقدار بحرانی	آزمون اثر		آماره	مقدار بحرانی
فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آزمون	۰/۹۵	فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آزمون	۰/۹۵
r = ۰	r = ۱	۱۶۸/۱۶	۳۴/۴	r = ۰	r ≥ ۱	۳۴۸/۲۹	۷۵/۹۸
r ≤ ۱	r = ۲	۸۱/۹۶	۲۸/۲۷	r ≤ ۱	r ≥ ۲	۱۸۰/۱۳	۵۳/۴۸
r ≤ ۲	r = ۳	۶۶/۲۷	۲۲/۰۴	r ≤ ۲	r ≥ ۳	۹۸/۱۷	۳۴/۸۷
r ≤ ۳	r = ۴	۲۵/۹۲	۱۵/۸۷	r ≤ ۳	r ≥ ۴	۳۱/۸۹	۲۰/۱۸
r ≤ ۴	r = ۵	۵/۹۸	۹/۱۶	r ≤ ۴	r ≥ ۵	۵/۹۸	۹/۱۶

ماخذ: محاسبات محققین

پس از مشخص نمودن تعداد بردارهای هم انباشتگی، مرحلهٔ بعدی تخمین رگرسیون از روش یوهانسن – جوسیلیوس، برای به دست آوردن ضرایب بلندمدت می‌باشد و بعد از آن، عمل نرمالیزه کردن متغیرها، براساس یکی از متغیرهای دلخواه که معمولاً متغیر وابسته در مدل مورد نظر می‌باشد صورت می‌گیرد؛ سپس، بردار هم انباشتگی مطابق با موازین تئوریک و علائم مورد انتظار ضرایب انتخاب می‌شود.نتایج حاصل در جدول شماره (۵) ارائه شده است. نتایج حاکی از آن است که ضرایب، همان علامت‌های مورد انتظار تئوری را دارا می‌باشند. در نهایت با استفاده از آزمون نسبت حداکثر راستنمائی (آزمونLR) ، معنی‌دار بودن هر یک از ضرایب براورد شدهٔ بردارهای هم انباشته که رابطه تعادلی میان متغیرهای مدل را در بلندمدت نشان می دهد، مورد تایید قرار گرفته است.

جدول شماره (۵): بردار ضرایب بلند مدت در مدل برآورد شده صادرات غیرنفتی

متغیر / ضریب	LXNO	LDCPI	LGDP	LM1	LEF	Intercept
ضریب متغیر	-۰/۷	-۰/۱۷	۰/۲۵	-۰/۳۳	۰/۲۷	۱/۰۹
ضریب نرمالیزه شده	-۱	-۰/۲۴	۰/۳۵	-۰/۴۷	۰/۳۸	۱/۵۵
آماره LR با توزیع χ^2		۱۳۴/۳۸	۱۰۵/۴۳	۴۱/۹۲	۸۱/۱۱	۱۱۶/۷۷
سطح معنی‌داری پذیرفتن فرضیه صفر		(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)

ماخذ: محاسبات محققین

از آن جایی که مدل به صورت لگاریتمی تصریح شده است، ضرایب ارائه شده در جدول و همچنین رابطه(۵) کشش‌های بلندمدت صادراتی را نسبت به هر یک از عوامل تاثیرگذار بر صادرات غیرنفتی نشان می دهند.

$$LXNO = ۱/۵۵ + ۰/۳۸\,LEF - ۰/۴۷\,LM_1 + ۰/۳۵\,LGDP - ۰/۲۴LDCPI \qquad (۵)$$

بر اساس نتایج کسب شده ، بین صادرات غیرنفتی و تورم یک ارتباط منفی تعادلی و بلندمدت وجود دارد؛ به عبارتی به ازای ۱ واحد افزایش (کاهش) در نرخ تورم ، صادرات غیرنفتی به میزان ۲۴/۰ درصد مواجه با کاهش (افزایش) در بلندمدت می‌شود. این نتیجه مباحث نظری مطرح شده در بخش های قبلی مقاله را حمایت می کند؛ بدین ترتیب که در سال‌های مورد مطالعه، تورم موجب تخصیص بهینه منابع در بخش های مختلف، از جمله تولید کالاهای صادراتی گردیده است؛ به عبارتی، نوسانات قیمتها نه تنها بر تولید و ظرفیت‌های تولیدی اقتصاد فشار لازم را ایجاد کرده است، بلکه از عرضه صادرات غیرنفتی نیز کاسته است. نتیجه آنکه ثبات نسبی قیمت‌ها و عدم وقوع نوسانات تورمی شرط لازم برای ایجاد رشد صادرات این نوع کالاها در بلندمدت است.

همچنین نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که عوامل اقتصادی دیگری نیز مطابق با تصریح مدل بر ایجاد تغییرات در عرضه صادرات غیرنفتی مؤثرند. در این راستا، ۱ درصد تغییر در حجم پول با ۰/۴۷- درصد از تغییرات صادرات غیرنفتی رابطه تعادلی منفی دارد. علاوه براین، به‌فرض ثبات سایر شرایط، ۱ درصد تغییر در نرخ مؤثر ارز صادراتی و ۱ درصد تغییر در تولید ناخالص واقعی به ترتیب منجر به ۰/۳۸ درصد و ۰/۳۵ درصد تغییر به طور هم جهت در صادرات غیرنفتی می‌شوند. در مقایسه، بیشترین تاثیر را افزایش حجم پول نسبت به سایر متغیرها بر رشد صادرات غیرنفتی و آن هم به صورت منفی در بلندمدت داشته است؛ بنابراین، با توجه به مجموعه آثارایجاد شده،می‌توان گفت که عرضه صادرات غیر نفتی همواره در طول دوره متاثر از شرایط ساختاری و پولی اقتصاد بوده است.

حرکت در جهت تعادل بلندمدت، اولا" بستگی به حساسیت عرضه صادرات غیرنفتی به ابزارهای سیاستی در کوتاه مدت دارد، ثانیا" به سرعت حرکت در جهت تعادل وابسته

است؛ به همین منظور با استفاده از مدل رگرسیونی بلندمدت، معادله تصحیح – خطا (ECM) برای صادرات غیرنفتی ارائه شده به شرح ذیل در رابطه (۶) برآورد می شود:

$$\Delta LXNO_t = -۲/۷۸\ \Delta LXNO_{t-1} + ۰/۵۸\Delta LDCPI_{t-1} - ۰/۷۴\Delta LGDP_{t-1}$$
$$(-۳/۴) \qquad (۳/۴۲) \qquad (-۰/۷۹)$$
$$-۳/۲۳\Delta LM_{1t-1} + ۱/۹۳\ \Delta LEF_{t-1} - ۲/۲۱\Delta LXNO_{t-2} + ۰/۳۹\Delta LDCPI_{t-2}$$
$$(-۲/۵۲) \qquad (-۳/۴۶) \qquad (-۳/۹۲) \qquad (۲/۶۵)$$
$$-۰/۹۱\Delta LGDP_{t-2} - ۳/۲\ \Delta LM_{1t-2} + ۱/۱۲\Delta LEF_{t-2} - ۱/۳۳\Delta LXNO_{t-3}$$
$$(-۰/۵۴) \qquad (-۳/۴۱) \qquad (۲/۹۶) \qquad (-۳/۱۸)$$
$$-./۴۸\ \Delta LXNO_{t-4} + ۰/۰۸\Delta LDCPI_{t-3} + ۴/۴\Delta LGDP - ۳/۰۳\Delta LM_{1t-3} + ۰/۸\ \Delta LEF$$
$$(-۰/۵۴) \qquad (-۳/۴۱) \qquad (۲/۹۶) \qquad (-۳/۱۸) \qquad (-۱/۷۴)$$
$$-۰/۰۶\Delta LDCPI_{t-4} + ۳/۱۲\Delta LGDP_{t-4} - ۲/۶۴\Delta LM_{1t-4} + ۰/۲۱\Delta LEF_{t-4} - ۰/۳۵ECT(-1)$$
$$(-۰/۵۷) \qquad (۲/۰۲) \qquad (-۲/۴۶) \qquad (۰/۵۷) \qquad (-۱/۷۱)$$
$$R^2 = ۰/۸۵ \qquad F(۲۴ \text{ و } ۱۰) = ۲/۴۴ \qquad D.W = ۱/۸۹ \qquad (۶)$$

به دلیل آنکه در مدل کوتاه‌مدت، متغیرها به صورت تفاضلی به‌کار رفته‌اند و بنابراین ایستا هستند، برای تحلیل معنی‌دار بودن ضرایب و چگونگی واکنش صادرات غیرنفتی نسبت به متغیرهای توضیحی ، می‌توان از آماره‌های t و F استفاده کرد.براساس رابطه کوتاه‌مدت به‌دست آمده، ۱ درصد تغییر در تورم با وقفه یک و دو، به ترتیب ۰/۵۸ و ۰/۳۹ درصد از تغییرات صادرات غیرنفتی را در جهت مثبت توضیح می‌دهند. نکته قابل توجه آنکه رشد قیمت‌ها در کوتاه‌مدت توانسته است بر خلاف بلندمدت آثار مثبتی را بر صادرات غیرنفتی ایجاد کند؛ همچنین صادرات غیرنفتی با سه دوره و چهار دوره وقفه از تولید ناخالص داخلی در جهت مثبت تأثیرپذیر می‌باشد. یک درصد تغییر در نرخ مؤثر ارز صادراتی با یک دوره، دو دوره و سه دوره وقفه، به ترتیب ۱/۹۳، ۱/۱۲ و ۰/۸ درصد از تغییرات صادرات غیرنفتی را در جهت مثبت توضیح می‌دهد؛ به عبارتی آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در یک جهت می‌باشند. ضریب متغیر ECT(-1) سرعت نیل به تعادل بلندمدت را از طریق ابزارهای سیاستی لحاظ شده در مدل نشان می‌دهد. معنی‌دار

نبودن این ضریب ، حاکی از آن است که صادرات غیرنفتی یک متغیر برونزای ضعیف می‌باشد؛ بدین معنی که صادرات غیرنفتی مطابق با مدل تصریح شده همواره بر متغیرهای دیگر اثر نمی‌گذارد؛ ولی از آنها تأثیر می‌پذیرد.

۶ـ نتیجه‌گیری و نکات پیشنهادی

در این مقاله، تأثیر تورم به همراه سایر عوامل تاثیرگذار بر عرضه صادرات غیرنفتی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از براورد روابط (۵) و (۶) حاکی از آن بود که تمامی متغیرهای تصریح شده در مدل، در عرضه کوتاه‌مدت و بلندمدت صادرات غیرنفتی مؤثر است.

نتایج ناشی از رابطه بلندمدت به‌دست آمده از روش یوهانسن – جوسیلیوس نشان دادند که تورم و حجم پول در بلندمدت بر صادرات غیرنفتی اثر منفی دارند؛ در حالی که تأثیر نرخ ارز و تولید بر صادرات غیرنفتی مثبت است، اما رابطه کوتاه‌مدت به‌دست آمده از طریق مکانیسم تصحیح – خطا (ECM) بیانگر آن است که از بین متغیرهای توضیحی موجود در مدل، تنها حجم پول بر صادرات غیرنفتی اثر منفی دارد، ولی تأثیر سایر متغیرها مثبت است؛ بنابراین ابزارهای کوتاه‌مدت مؤثر بر صادرات، متفاوت از ابزارهای بلندمدت هستند؛ به عبارتی تورم در کوتاه‌مدت، البته در حد کنترل‌شده‌ای، می‌تواند تا حدودی انگیزه عرضه صادرات غیرنفتی را افزایش دهد به طور کلی نتایج کسب شده نقش عوامل ساختاری و پولی را بر صادرات غیرنفتی ایران آشکار می‌سازد.

اکنون با توجه به نتایج به دست آمده از روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت عرضه صادرات غیرنفتی، با ارائه پیشنهادات زیر می‌توان گامهای مؤثری در جهت توسعه صادرات غیرنفتی برداشت.

۱- از آنجایی که اثر تولید بر صادرات غیرنفتی مثبت است، بنابراین نگرش به تولید باید صادراتی باشد؛ به عبارت دیگر، تولید نه فقط برای مصرف داخلی و صادر کردن مازاد آن، بلکه باید به صورت یک عامل مستقل، تولید را برای صادرات انجام داد. در این راستا می‌توان کلیه موانعی را که ممکن است تولیدکنندگان با آن

مواجه شوند، از قبیل کمبود نقدینگی و ارز، محدودیت واردات مواد اولیه و ... از بین برد. افزایش بهره‌وری منابع داخلی و فعال نمودن ظرفیت‌های تولیدی بلااستفاده کشور باید به عنوان یک ضرورت، جهت افزایش صادرات غیرنفتی تلقی شود.

۲- به دلیل آنکه نرخ ارز، تأثیر مثبت بر صادرات غیرنفتی دارد، از طریق اصلاح بازار ارز و نهایتا حرکت به سمت تک نرخی کردن ارز می‌توان قدرت رقابت صادرکنندگان را در بازارهای جهانی افزایش داد و به تبع آن انگیزه برای افزایش صادرات را ایجاد کرد؛ ضرورتی که اکنون اقتصاد ایران به آن رسیده است.

۳- هر چند کوچک بودن ضریب تورم، موفقیت سیاست کاهش ممکن است تورم را بر صادرات غیرنفتی محدود نماید، اما به هر حال کنترل آن در افزایش عرضه صادرات غیرنفتی کشور اهمیت دارد؛ زیرا کنترل تورم، بهبود تخصیص منابع را به دنبال خواهد داشت.اعمال یک سیاست پولی، ارزی و مالی که منجر به کاهش تورم داخلی شود، بسیار حائز اهمیت است.

۴- به دلیل آنکه حجم پول به صورت مستقیم و غیرمستقیم (از طریق ایجاد تورم) ، بر صادرات غیرنفتی اثر منفی می‌گذارد، بنابراین کنترل حجم پول و اعمال سیاست‌های مناسب پولی هماهنگ با بخش صادرات غیرنفتی ضروری به نظر می‌رسد.

پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱- امیراحمدی، هوشنگ (۱۳۷۶)؛ "ارزیابی عملکرد برنامه اول و چالشهای برنامه دوم"، **مجله سیاسی – اقتصادی**، شماره ۹۲-۹۱، صص ۹۹-۱۰۲.

۲- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره حسابهای اقتصادی؛ **گزارش اقتصادی ترازنامه بانک مرکزی**، سالهای مختلف.

۳- برادران شرکاء، حمیدرضا و بیژن صفوی (۱۳۷۶)؛ "بررسی روند رشد صنعت در اقتصاد ایران با تأکید بر نقش تجارت خارجی"، **پژوهشنامهٔ بازرگانی**، شماره ۴، صص ۲۵-۱.

۴- بهمنی اسکویی، محسن (۱۳۷۷)، "تورم و روشهای مقابله با آن (تجربه کشورهای اروپائی، آمریکایی لاتین و ایران)"، **مجله مجموعه سخنرانیهای ماهانه سال ۱۳۷۴**، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، ج ۲، صص ۲۴-۱.

۵- حیدریان اقداش، حسن (۱۳۷۵)؛ "تعیین ارتباط علی بین صادرات و رشد اقتصادی با استفاده از مدلهای VAR به روش ISUR در ایران در سالهای ۷۴-۱۳۳۸"، *پایان‌نامه* **کارشناسی ارشد**، دانشکده مهندسی صنایع، دانشگاه صنعتی اصفهان، اصفهان.

۶- خیابانی، ناصر (۱۳۷۷)؛ "چشم انداز آینده اقتصاد (با تأکید بر رشد صادرات غیرنفتی)"، **مجموعه مقالات اولین همایش سیاستهای بازرگانی**، ج ۱، صص ۸۸-۵۳.

۷- داودی، پرویز (۱۳۷۶)؛ "سیاستهای تثبیت اقتصادی و برآورد مدل پویای تورم در ایران"، **پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی**، سال پنجم، شماره ۱، صص ۴۲-۵.

۸- رحیمی بروجردی، علی‌رضا (۱۳۷۷)؛ "تأثیر سیاستهای جدید ارزی بر تجارت خارجی در ایران"، **مجله تحقیقات اقتصادی**، شماره ۵۳، صص ۸۶-۵۷.

۹- طیبی، سید کمیل و اکبر توکلی (۱۳۷۹)؛ "یک چارچوب تحلیلی از تعامل بین واردات واسطه‌ای – سرمایه‌ای و صادرات غیرنفتی در بخش صنعتی اقتصاد ایران (۷۶-۱۳۴۰)"، **فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی**، شماره ۱۵، ج ۴، صص ۲۴-۱.

۱۰- طیبی، سید کمیل و علی‌رضا فرهادی کیا (۱۳۷۹)؛ "اثرات کوتاه مدت و بلندمدت سیاست‌های ارزی بر صادرات غیرنفتی در ایران (دوره ۷۶-۱۳۴۰)"، **مجموعه مقالات دهمین کنفرانس سالانه سیاست‌های پولی و ارزی**؛ تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانک مرکزی تهران، صص ۳۰۹-۲۸۷ .

۱۱- فتحی، یحیی (۱۳۷۷)؛ "بررسی کشش‌پذیری صادرات غیرنفتی نسبت به تغییرات نرخ ارز"، **فصلنامه پژوهشنامهٔ بازرگانی**، شماره ۸ ، صص ۶۰-۲۷ .

۱۲- کمیجانی، اکبر و سید محمود علوی (۱۳۷۸)؛ "اثر متقابل رشد و تورم در ایران: یک تحلیل اقتصاد سنجی با تأکید بر علل تورم و منابع رشد"، **مجموعه مقالات نهمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی سال ۱۳۷۸**؛ مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، صص ۴۹-۱۱ .

۱۳- گجراتی، دامودار (۱۳۷۸)؛ **مبانی اقتصاد سنجی**؛ ترجمه حمید ابریشمی؛ تهران: مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه چ۲، ج۲.

۱۴- مریدی، سیاوش و علی‌رضا نوروزی (۱۳۷۳)؛ **فرهنگ اقتصادی**؛ تهران: مؤسسه کتاب پیشبرد و انتشارات نگاه، چ ۱، ص ۴۸۵ .

۱۵- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)؛ **ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی**؛ تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چ۱.

16- Alexander, WR.J (1997); "Inflation and Economic Growth: Evidence From a Growth Equation", **Applide Economics,** 1997, No, 29, pp. 223-238

17- Amoateng, K. and B. Amoako – Adu. (1996); "Economic growth Export the External Debt Causality: the Case of African Countres", **Applied Economics,** Vol.10, No.28, pp.21-27.

18- Arize, A. and A. Darrat (1994); "The Value of Time and Recent U.S Moneg Demand Instability", **Southern Economic Journal;** Vol.60, PP.564-578.

19- Bahmani-Oskooee, M. (1995); "Johansen,s Cointegration Technique and The Long – Run Relation Between Iranian Imports", **The Middle East Business and Economic Review,** Vol.7, No.2, pp. 1-9.

20- Bahmani-Oskooee, et al. (1991); "Exports, Growth and Causality in LDCs", **Journal of Development Economics;** Vol.36, pp.405-415.

21- De Gregorio, J. (1992); "Inflation, Taxation, and Long-Run Growth", **Journal of Monetary Economics;** Vol 31, PP. 271-298.

22- Dickey, D.A. and W.A. Fuller. (1979); "Distribution of The Estimators for Autoregessive Time Series With a Unit Root," **Journal of the American Statistical Association;** Vol.74, pp.427-431.

23- Dims, C.A. (1980); "Macroeconomics and Reality", **Econometrica;** Vol.38, PP.1-48.

24- Engle, R.F. and C.W.J. Granger. (1987); "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", **Econometrica;** Vol.55, pp.251-276.

25- Feder, G. (1983). "On Exports and Economic Growth", **Journal of Development Economics;** *Vol.12, pp.29-73.*

26- Grims, Arthur. (1991); "The Effects of Inflation on Growth: Some Inflation International Evidence", **Weltwirtschaftliches Archiv;** No, 127, pp.631-644.

27- Johansen, S. (1988); "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", **Journal of Economic Dynamics and Statistics;** Vol.51, pp.111-125.

28- Johansen,s and Juselius (1990); "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Application to The Demand for Money", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics;** Vol.52, pp.169-210.

29- Judge, G. et al. (1988); **Introduction to theory and Practice of Economics;** New York: John Wiley and Sons Introduction to Theory and Practice of Econometrics, Wiley and Sons, Canada; 2nd ed.

30- Jung, W.S. and P. Marshall. (1985); "Export Growth and Causality in Developing Countries", **Journal of Development Economics;** Vol.18, pp.1-12.

31- Khan. M.S., and Knight, M.D. (1988); "Import Compression and Export Performance in Developing Countries", **Review of Economics and Statistics;** Vol.70, pp.315-321.

32- Kohli, U.R. (1978) ; "A Gross National Product Function and the Derived Demand for Import and Supply of Exports", **The Canadian Journal of Economics;** Vol. 11, No. 2, P.P. 167-182.

33- Krueger, A. (1990); "Perspectives on Trade and Development", **University of Chicago Press;** Chicago.

34- Kwan, A.C.C. and Kwok, B.(1995); "Exogeneity and the Export-Led Growth Hypothesis: The Case of China", **Southern Economic Journal;** pp. 1158-1166.

35- Levine, R. and S.J Zerros. (1993); "What Have We Learneel about Policy and Growth from Cross Country Regressions", **American Economic Review;** Vol.83, pp.426-430.

36- Levine, R. and Renelt, D. (1992); "A Sensitivity Analysis of Cross Country Growth Regressions", **American Economic Review;** No. 82, pp. 942-963.

37- Maddala, G. (1992); **Introduction to Econometrics;** New York.: Macmillan, 2nd ed.

38- Onts, Z. and S. Ozmucur. (1990); "Exchange Rates, Inflation and Money Supply in Turkey", **Journal of Development Economics;** Vol.32, pp. 133-154.

39- Phillips, P. and P. Perron. (1988); "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", **Biometnka;** Vol.75, pp.335-346.

40- Reinhart, C.M. (1995); "Devaluation , Relative Prices, and International Trade: Evidence from Developing Countries", **International Monetary Fund;** Vol. 42, No. 2, pp. 290-312.

41- Tavakoli, A. and S.K. Tayyebi. (1998); "The Effect of a Delay in Government Receipts on the Government Budget Deficit and Inflation of Iran (1963-1992)", **Iranian Economic Review;** Vol. 3, No. 3, pp. 55-66