بررسی رابطه رشد صادرات و رشد اقتصادی

دکتر کامبیز هژبر کیانی* داریوش حسنوند**

چکیده

بررسی‌های انجام شده در مورد رابطه علیت میان رشد صادرات و رشد اقتصادی نتایج متفاوت و متناقضی را ارایه داده‌اند. به طور کلی، وجود رابطه علیت دو طرفه، عدم وجود رابطه، وجود رابطه علّی از سوی رشد صادرات به سوی رشد تولید ناخالص داخلی و یا برعکس، مجموعه نتایجی هستند که از مطالعات متعدد انجام شده برای کشورهای مختلف، حاصل شده است.

به نظر می‌رسد که حصول نتایج متفاوت ناشی از بکارگیری روش‌های مختلف آزمون بوده و بنابراین، انتخاب روش مناسب آزمون در اعتبار نتایج نقش بسزایی دارد.

در مقاله حاضر، با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۷۲ - ۱۳۳۸ رابطه رشد صادرات کل، صادرات نفتی و غیرنفتی و رشد اقتصادی جمهوری اسلامی ایران با استفاده از روشهای گرنجرسنتی، هایسائو و همگرایی به بوته آزمون گذارده شده و با انتخاب بهترین روش، نتایج حاصل بررسی گردیده است.

از آنجاکه نتایج آزمون همگرایی وجود رابطه بلندمدت میان رشد صادرات کل، نفتی و غیرنفتی از یک طرف و رشد اقتصادی از طرف دیگر را رد می‌کند، روش هایسائو که در صورت عدم وجود همگرایی، کارآیی بالایی در تعیین تعداد وقفه‌ها دارد، به عنوان بهترین روش انتخاب شد.

نتایج بررسی حاضر نشان می‌دهد که فقط رابطه علّی به صورت رشد اقتصادی سبب رشد

* دانشیار دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی

** دبیر و کارشناس ارشد آموزش و پرورش

منفی صادرات غیرنفتی می‌شود، وجود دارد. نکته قابل تعمق اینکه این رابطه معکوس است، یعنی رشد تولید ناخالص داخلی باعث کاهش صادرات غیرنفتی می‌شود. اگر این نتیجه تردیدآمیز که افزایش نرخ رشد اقتصادی در ایران به دلیل افزایش تقاضای داخلی مانعی برای رشد صادرات غیرنفتی است صحیح باشد، سیاست تشویق صادرات با توجه به شرایط حاکم بر اقتصاد کشور احتمالاً منجر به رشد همزمان اقتصادی و صادرات غیرنفتی نخواهد شد و بنابراین، بازنگری در سیاست‌های داخلی فعلی در مورد صادرات غیرنفتی ضروری به نظر می‌رسد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

از تحقیقات مربوط به فرضیه وجود رابطه بین رشد صادرات و رشد اقتصادی، در کشورهای در حال توسعه نتایج متفاوتی حاصل شده است. به عنوان مثال، چاو[1] با به کارگیری روش علیت سیمز[2] توانست رابطه رشد تولید صنعتی و رشد صادرات را در چند کشور نشان دهد. درحالی که جانگ - مارشال[3] با به کارگیری روش علیت گرنجر[4]، رابطه علی بین رشد صادرات و رشد اقتصادی را تنها در میان چهار کشور از سی و هفت کشور تحت بررسی، مشاهده کردند. همچنین، نتایج تحقیقات بهمنی اسکویی و الس[5] با استفاده از روش همگرایی و تصحیح خطا[6] در بعضی موارد تفاوتهایی با تحقیقات بهمنی اسکویی و دیگران[7] دارد.

به نظر می‌رسد، حصول نتایج متناقض ناشی از بکارگیری روشهای متفاوت آزمون باشد. بنابراین، انتخاب روش مناسب آزمون اهمیت ویژه‌ای در اعتبار نتایج حاصله دارد. در بررسی حاضر، رابطه میان رشد صادرات (به تفکیک کل، غیرنفتی و نفتی) و رشد اقتصادی جمهوری اسلامی ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی[8] (۱۳۷۲ - ۱۳۳۸) بر اساس سه روش از جدیدترین روش‌ها به بوته آزمون گذارده می‌شود و سپس با مقایسه نتایج، مناسبترین آنها معرفی می‌گردد.

۱. روش گرنجر[9]

آزمون علیت گرنجر، با استفاده از داده‌های سری زمانی برای دو متغیر X_t و Y_t به صورت زیر انجام می‌پذیرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Chow
2- Sims
3- Jung - Marshall
4. Granger
5. Bahmani - Oskooee , Alse(1993)
6. Cointegration and Error Correction
7. Bahmani - Oskooee , Mohtadi , Shabsigh(1991)

۸. کلیه اطلاعات آماری از مأخذ شماره ۲ است.

۹. ر.ک. به مأخذ شماره ۱۰

معادلات زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_i Y_{t-i} + U_{it} \quad (۱)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^{m} \lambda_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \delta_i Y_{t-i} + U_{2t} \quad (۲)$$

U_{1t} و U_{2t} جملات اختلال بوده و ناهمبسته می‌باشند. در معادلات فوق فرض می‌شود که X_t (و یا Y_t) وابسته به وقفه‌های خود و وقفه‌های Y_t (یا X_t) است. برای اینکه X_t علت (سبب) Y_t باشد، باید α_iها (به صورت دسته‌جمعی) در معادله (۱) مخالف صفر باشند. آزمون فرضیه صفر بودن پارامترها به صورت دسته‌جمعی با استفاده از آماره F برای حالتهای مقید و نامقید معادلات (۱) و (۲) انجام می‌پذیرد.

در بررسی حاضر، از تفاضل اول لگاریتم تولید ناخالص داخلی (با نماد DLGDP) و تفاضل اول لگاریتم صادرات کل، نفتی و غیرنفتی (به ترتیب با نمادهای DLEX، DLEXOIL، DLEXWO) با وقفه‌های مختلف استفاده شده و آزمون علیت بین رشد صادرات و رشد تولید انجام پذیرفته است. نتایج نشان می‌دهد (نگاه کنید به جداول ۱، ۲ و ۳ پیوست ۱) که علیت دو طرفه (دو جانبه) میان رشد صادرات کل و رشد اقتصادی، رشد صادرات نفتی و رشد اقتصادی، رشد صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی در بعضی از وقفه‌های زمانی وجود دارد، در حالیکه در بعضی از وقفه‌های زمانی دیگر، نتیجه فوق مشاهده نمی‌شود.

به طوریکه ملاحظه می‌شود، نتایج آزمون گرنجر وابستگی شدید به انتخاب تعداد وقفه‌ها دارد. اما گرنجر روش خاصی را برای تعیین تعداد وقفه‌ها ارایه نکرده است. برای حل این مشکل آکایکی [۱۰] و هایسائو [۱۱] روشهای متفاوتی ارایه کرده‌اند.

با توجه به اینکه در تعیین تعداد وقفه‌های بهینه و بررسی علیت، ظاهراً روش هایسائو از روش آکایکی معتبرتر و کاملتر است، در قسمت بعد، برای یافتن رابطه اقتصادی میان رشد صادرات کل،

10. Akaike

11. Hisao

نفتی، و غیرنفتی و رشد اقتصادی از روش هایسائو استفاده شده است.

۲. روش هایسائو[۱۲]

روش هایسائو که ترکیبی از آزمون علیت گرنجر و شرط خطای پیش‌بینی نهایی[۱۳] (FPE) آکایکی[۱۴] می‌باشد، میانگین مجموع خطای پیش‌بینی را حداقل ساخته و ابهام در انتخاب سطح معنی دار وقفه‌ها را از میان برداشته، و وقفه بهینه را معرفی می‌کند. برای انجام این آزمون دو معادله را که به صورت زیر فرمول‌بندی شده‌اند، در نظر بگیرید:

$$(1\text{-}L)\ Y_t = a + \sum_{i=1}^{M} \alpha_i (1\text{-}L)\ Y_{t\text{-}i} + \sum_{i=1}^{N} \beta_i (1\text{-}L)\ X_{t\text{-}i} + U_{1t} \qquad (۳)$$

$$(1\text{-}L)\ X_t = b + \sum_{i=1}^{K} \gamma_i (1\text{-}L)\ X_{t\text{-}i} + \sum_{i=1}^{L} \lambda_i (1\text{-}L)\ Y_{t\text{-}i} + U_{2t} \qquad (۴)$$

در معادله (۳)، $(1\text{-}L)\ Y_t$ (مثلاً، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی) تابعی از وقفه‌های[۱۵] خود و وقفه‌های متغیر دیگر $(1\text{-}L)X_t$ (مثلاً نرخ رشد صادرات کل، صادرات غیرنفتی و صادرات نفتی) در نظر گرفته شده است. در معادله (۴) نیز، $(1\text{-}L)X_t$ (نرخ رشد صادرات کل، صادرات غیرنفتی و صادرات نفتی) تابعی از وقفه‌های خود و وقفه‌های متغیر دیگر $(1\text{-}L)Y_t$ (نرخ رشد تولید ناخالص داخلی) می‌باشد.

روش هایسائو شامل دو مرحله است. در مرحله اول، فرایند اتورگرسیو برای متغیر تابع $(1\text{-}L)Y_t$ بر روی وقفه‌های خودش (یعنی $(1\text{-}L)\ Y_{t\text{-}i}\ i=۱,۲,....$) محاسبه گردیده است. خطای پیش‌بینی

۱۲. ر.ک.به مأخذ شماره ۱۲

13. Final Prediction Error

۱۴. ر.ک.به مأخذ شماره ۴

۱۵. L عملگر وقفه است.

نهایی (FPE) که به صورت زیر به دست می‌آید، محاسبه می‌شود:

$$FPE = \frac{T+m+1}{T-m-1} \cdot \frac{Q_{(m)}}{T}$$

T تعداد مشاهدات، m وقفه‌های مختلف از ۱ تا m و Q(m) مجموع مجذورات جملات پسماند در هر وقفه می‌باشد. مقدار خاصی از m، مانند m^*، که خطای نهایی پیش‌بینی (FPE) را حداقل می‌سازد، تعداد وقفه‌های بهینه را وقتی $(1-L)Y_t$ بر روی وقفه‌های خود ...,۲,۱=i ، $(1-L)\ Y_{t-i}$ رگرس می‌شود، بر آورد می‌کند. در مرحله دوم، متغیر $(1-L)Y_t$ تابعی از متغیر $(1-L)Yt$ که با تعداد وقفه‌های m^* (به دست آمده از مرحله اول) کنترل شده و متغیر $(1-L)X_t$ که تعداد وقفه‌هایش از ۱ تا n تغییر می‌کند در نظر گرفته شده، و سپس FPE دو بعدی[16] به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$FPE\ (m,n) = \frac{T+m+n+1}{T-m-n-1} \cdot \frac{Q_{(n)}}{T}$$

n تعداد وقفه‌های $(1-L)X_t$ است. در اینجا نیز مقدار ویژه n ، مانند n^*، که خطای پیش‌بینی را حداقل می‌سازد، انتخاب می‌شود. هرگاه $FPE\ (m^*\ ,\ n^*) < FPE(m^*)$ باشد، متغیر $(1-L)Y_t$ (مثلاً رشد صادرات کل) متغیر $(1-L)X_t$ (رشد تولید ناخالص داخلی) را سبب می‌شود. در مورد معادله (۴) نیز فرایند فوق عیناً تکرار می‌شود و وجود رابطه علیت در جهت عکس بررسی می‌گردد. در قالب نمادگذاری، DLGDP برابر با Y(1-L)، و DLEX، DLEXWO ، DLEXOIL (در سه معادله مختلف تحت بررسی) برابر با X(1-L) در معادله (۳) و (۴) خواهند بود.

بررسی نتایج حاصل از این آزمون در مورد ایران، مطابق با جداول ۴، ۵ و ۶ در پیوست ۲، نشان می‌دهد این فرضیه که رشد صادرات سبب (باعث) رشد تولید ناخالص داخلی می‌شود، در هر سه حالت صادرات نفتی، غیرنفتی و کل، بر مبنای معیار خطای پیش‌بینی FPE هایسائو رد می‌شود. همچنین این فرضیه که رشد تولید ناخالص داخلی باعث رشد صادرات است در دو حالت صادرات نفتی و کل رد شده، ولی این فرضیه که رشد تولید ناخالص داخلی سبب (علت) رشد صادرات

16. Two - Dimensional

غیرنفتی می‌گردد، پذیرفته می‌شود.

نتیجه فوق وقتی معتبرتر است که از طریق آماره F نیز تایید گردد. آماره F مورد نظر به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_U) / n}{SSEU/T-(m+n+1)}$$

که در آن SSE_R مجموع مجذورات پسماندهای رگرسیون مقید (قید عبارت از برابر با صفر بودن تمامی λ_iها به‌طور مشترک در معادله (۴) می‌باشند) بوده و SSE_U مجموع مجذورات پسماندهای معادله نامقید می‌باشد. مقایسه آماره F محاسبه شده با مقادیر بحرانی نشان می‌دهد فرضیه برابر با صفر بودن همگی λ_iها به صورت دسته جمعی در حالت فوق رد می‌شود (پیوست ۲، جدول ٦).

جهت[۱۷] علیت گرنجر که به وسیله علامت $\Sigma\beta_i$ در معادله ۳ (و یا $\Sigma\lambda_i$ در معادله ۴) مشخص می‌گردد، نشان می‌دهد که رابطه علی میان رشد تولید ناخالص داخلی و رشد صادرات معکوس (منفی) بوده و افزایش رشد تولید ناخالص داخلی باعث کاهش رشد صادرات غیرنفتی می‌شود.[۱۸] به عبارت دیگر، افزایش تقاضای داخلی باعث می‌گردد که کالاها و خدمات به جای صادر شدن، در داخل مصرف شوند که با توجه به ترکیب صادرات غیرنفتی ایران، دور از انتظار نیست.[۱۹]

۳. روش همگرایی[۲۰] و مدل تصحیح خطا[۲۱]

نتایج آزمون‌های گرنجر، آکایکی و هایساتو که از داده‌های سری زمانی استفاده می‌کنند، فقط زمانی معتبر خواهند بود که سریهای زمانی اولیه که به صورت نرخ رشد در آمده‌اند، همگرا[۲۲] نباشند.

17. Direction

۱۸. بهمنی اسکویی و دیگران (۱۹۹۱) به رابطه معکوس (منفی) بین رشد صادرات و رشد اقتصادی در سه کشور پرو، السالوادور و پاراگوئه دست می‌یابند. جهت اطلاعات بیشتر ر.ک. به مأخذ شماره ۷.

۱۹ ـ اظهار نظر قاطع در مورد این نتیجه هنوز زود است. نگارندگان مقاله حاظر در مطالعه دیگری در حال بررسی و تحقیق این نتیجه هستند که انشاالله در مقاله دیگری ارایه خواهد شد.

20. Cointegrated

21. Error Correction

22. Cointegrated

در صورتی که سری‌های مورد نظر همگرا باشند، نتایج حاصل از درجه اعتبار ساقط است. گرنجر استدلال می‌کند در تحقیقاتی که از تکنیک‌های مدلسازی سری زمانی سنتی برای آزمون علیت استفاده می‌کنند، زمانیکه سریهای زمانی جمع بسته از درجه یک (۱) I بوده و همگرا باشند، باید در صحت نتایج حاصل تردید کرد.[۲۳]

بنابراین، ضروری است که آزمون همگرایی سریهای زمانی تحت بررسی، یعنی صادرات کل، صادرات نفتی و غیرنفتی هر یک به طور جداگانه با تولید ناخالص انجام پذیرد، تا معتبر بودن و یا نبودن نتایج فوق مشخص گردد.

باید توجه داشت که اگر چه در موارد متعدد، تفاضل گیری (مانند روش انجام شده در قسمت قبل) باعث پایا شدن سریها می‌گردد، ولی در صورت همگرا بودن سریهای زمانی تحت بررسی، چنانکه میلو[۲۴] اشاره می‌کند، تفاضل‌گیری باعث از دست رفتن اطلاعات بلند مدت می‌شود. اما روش همگرایی و مدلسازی تصحیح خطا، علیت میان دو متغیر را بعد از معرفی اطلاعات بلند مدت در تحلیل بیان می‌کند. در واقع، رابطه بلند مدت را با کوتاه مدت پیوند می‌دهد.[۲۵]

انگل و گرنجر[۲۶] (۱۹۸۷) سری زمانی ناپایا[۲۷] را جمع بسته از درجه d[۲۸] تعریف کرده و به صورت $X_t \sim I(d)$ نشان می‌دهند اگر پس از (d) بار تفاضل‌گیری، پایا[۲۹] گردد. اگر X_t و Y_t دو سری زمانی از درجه مشابه (d) باشند و ترکیب خطی از آنها نظیر $Z_t = X_t - \delta Y_t$ جمع بسته از درجه $Z \sim I(d-b)$ با $b > 0$ باشد، Y_t, X_t همگرا خوانده می‌شوند. یعنی اگر معادلات زیر را برآورد کنیم:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۲۳. ر.ک. به مأخذ شماره ۱۰

۲۴. ر.ک. به مأخذ شماره ۱۷

۲۵. نحوه توصیف رابطه کوتاه مدت پویا از طریق مدل تصحیح خطا به قضیه نمایندگی گرنجر (Theorem Representation Granger) معروف است.

۲۶. برای اطلاعات بیشتر ر.ک. به مأخذ شماره ۹

27. Non - Stationary

28. Stationary

29. Integrated of Order

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_0 X_t + U_{1t} \qquad (۵)$$

$$X_t = \alpha_1 + \beta_1 X_t + U_{2t} \qquad (۶)$$

اگر X_t و Y_t هر دو $I(d)$ بوده و جملات پسماند معادلات، (U_{2t}, U_{1t}) ، تعبیری از ترکیب خطی بین دو متغیر در معادلات (۵) و (۶) جمع بسته از درجه $I(d-b)$ با $b>0$ باشند، سریهای فوق همگرا خواهند بود. در ساده‌ترین و متداول‌ترین حالت، اگر $X_t \sim I(1)$ و $Y_t \sim I(1)$ باشد، وقتی X_t و Y_t همگرا هستند که جملات پسماند معادلات فوق جمع بسته از درجه صفر یا پایا باشند.

گرنجر ثابت کرده است در بررسی علیت هنگامی که دو متغیر همگرا باشند، استفاده از روش گرنجر و روشهای مشابه دارای خطا بوده و از درجه اعتبار ساقط است، زیرا جمله تصحیح خطا را شامل نمی‌شود. بنابراین، او معادلات آزمون علیت خود را از طریق مدلهای تصحیح خطایی که شامل اطلاعات بلند مدت و کوتاه مدت پویاست، به صورت جدید زیر فرمول بندی می‌کند:

$$(1-L)\, X_t = \alpha_0 + b_0 U_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} C_{0i}\,(1-L)\, X_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_{0i}\,(1-L) Y_{t-i} + U_i \qquad (۷)$$

$$(1-L)\, Y_t = \alpha_1 + b_1 U'_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} C_{1i}\,(1-L)\, X_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_{1i}(1-L) Y_{t-i} + U'_i \qquad (۸)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

L عملگر وقفه و U_t و U'_t جملات پسماند پایا از معادلات (۵) و (۶) می‌باشند. در معادله (۷)، Y علت (سبب) X است به شرطیکه b_0 از نظر آماری معنی‌دار بوده و یا اینکه d_{0i}ها به طور دسته جمعی معنی‌دار باشند. بنابراین، در مقایسه با آزمون متداول علیت گرنجر، مادامیکه ضریب تصحیح خطا (b_0) معنی‌دار باشد، حتی در صورت معنی دار نبودن d_{0i} ها به طور دسته جمعی رابطه علّی (سببی) وجود دارد. اگر این شرایط وجود داشته باشد، رابطه کوتاه مدت پویا و بلندمدت پیوند می‌خورند، و b_0 تعدیلات کوتاه مدت را برای رسیدن به تعادل بیان می‌کند. این مورد را می‌توان به شکل مشابهی برای معادله (۸) بیان کرد.

۴. نتایج تجربی روش همگرایی

اولین گام در آزمون همگرایی و مدلسازی تصحیح خطا، تعیین درجهٔ جمع بستگی متغیرها است. برای تعیین درجه جمع بستگی متغیرها از دو روش آزمون ریشه واحد[۳۰] دیکی فولر[۳۱] و آزمون ریشه واحد پرون[۳۲] استفاده می‌کنیم.

الف. آزمون ریشه واحد دیکی - فولر یا دیکی فولر فزوده[۳۳]

این آزمون، فرضیه ریشه واحد (ناپایایی) در مقابل پایا بودن متغیرها را آزمون می‌کند.[۳۴] نتایج این آزمون نشان می‌دهد (نگاه کنید به جداول شماره ۷ و ۸ در پیوست ۳)، برای همه متغیرها در سطح داده‌ها فرضیه ریشه واحد رد نشده، و همه متغییرها در سطح[۳۵] داده‌ها ناپایا می‌باشند، ولی پس از یک بار تفاضل‌گیری فرض صفر رد شده و متغییرها پایا می‌باشند. بنابراین، می‌توان اظهار داشت که متغیرها جمع بسته از درجه یک یا I (۱) می‌باشند.

ب. آزمون ریشه واحد پرون

پرون (۱۹۸۹) استدلال می‌کند هنگامی که تغییرات ساختاری در اقتصاد یک کشور نظیر جنگ، انقلاب و ... رخ دهد و در سریهای زمانی شکستگی ایجاد گردد، آماره دیکی - فولر در حالت شکستگی مناسب نبوده و نمی‌تواند فرض صفر ناپایا بودن متغیرها را رد کند، در حالی که متغیرها واقعاً پایا می‌باشند.[۳۶] در این حالت، پرون شکل تعمیم یافته‌ای از آزمون ریشه واحد را که دارای متغیرهای مجازی می‌باشد، معرفی می‌کند. آزمون پرون برای داده‌های بررسی حاضر، با توجه به تحولات ناشی از رخداد انقلاب اسلامی در کشور انجام پذیرفته است (نگاه کنید به جدول شماره ۹ در پیوست ۳).

30. Unit Root

31. Dickey - Fuller

32. Perron

33. Augmented Dickey Fuller

۳۴. پیوست ۳ را ملاحظه کنید.

35. Level

۳۶. ر.ک. به مأخذ شماره ۱۸

همان گونه که ملاحظه می‌شود، در سطح داده‌ها فرض صفر ریشه واحد رد نشده و همه متغیرها ناپایا هستند، ولی پس از یک بار تفاضل‌گیری فرض صفر رد شده و متغیرها پایا می‌گردند. بنابراین، این آزمون پایایی نیز بر جمع بسته بودن متغیرها از درجه یک یا I (۱) تأکید دارد.

۵. آزمون همگرایی

در مرحله بعد، بررسی همگرایی میان متغیرها LEX , LEXWO , LEXOIL و LGDP، (یعنی لگاریتم صادرات کل، لگاریتم صادرات بدون نفت، لگاریتم صادرات نفتی و لگاریتم تولید ناخالص داخلی) با استفاده از روش انگل ـ گرنجر انجام پذیرفته است.[۳۷] در این رابطه، ابتدا معادلات زیر برآورد شده‌اند:

$$LGDP = \alpha_0 + \alpha_1 LEX + U_{G0} \quad (۹)$$

$$LEX = \alpha_2 + \alpha_3 LGDP + U_{ex} \quad (۱۰)$$

$$LGDP = \alpha_4 + \alpha_5 LEXWO + U_{G1} \quad (۱۱)$$

$$LEXWO = \alpha_6 + \alpha_7 LGDP + U_{exw} \quad (۱۲)$$

$$LGDP = \alpha_8 + \alpha_9 LEXOIL + U_{G2} \quad (۱۳)$$

$$LEXOIL = \alpha_{10} + \alpha_{11} LGDP + U_{exo} \quad (۱۴)$$

چون همه متغیرها در معادلات بالا، I(1) یا جمع بسته از درجه یک می‌باشند، اگر جملات پسماند این معادلات جمع بسته از درجه صفر باشند، معادلات فوق همگرا هستند. جدول (۱۰) نشان می‌دهد که در هیچ یک از معادلات فوق فرض عدم همگرایی رد نشده و بنابراین، رابطه بلند مدت در هیچ

۳۷. باید توجه داشت که در مطالعه حاضر چون در هر مرحله فقط رابطه بین دو متغیر بررسی می‌شود، روش انگل ـ گرنجر مناسب است. ولی اگر تعداد متغیرهای مدل رگرسیون افزایش یابد، با توجه به احتمال وجود بیش از یک رابطه همگرایی، باید از روش حداکثر درستنمایی (ML) جوهانسن و جوهانسن ـ جوسیلیوس با استفاده از آزمون بیشترین مقدار ویژه (Maximum Eigen value) و آزمون اثر (Trace) وجود رابطه بلندمدت و پیوند آن با کوتاه مدت پویا را بررسی کرد. برای کسب اطلاعات بیشتر در این زمینه ر.ک. به مأخذ شماره ۱۴.

موردی میان متغیرهای فوق وجود نداشته و این متغیرها همگرا نمی‌باشند. در نتیجه، نتایج قسمت قبل تأیید می‌شود.

جمع بندی و نتیجه‌گیری

تحقیقات انجام شده در مورد رابطه علّی (سببی) میان رشد صادرات و رشد اقتصادی به نتایج متضادی منتج گردیده که امکان دارد ناشی از روشهای بررسی مسأله باشد. بدین منظور، ارایه روش مناسب جهت نتیجه‌گیری صحیح کاملاً ضرروی است. در مقاله حاضر، با استفاده از آزمونهای گرنجر، هایسائو و روش همگرایی، رابطه رشد اقتصادی و رشد صادرات کشور (به تفکیک کل، نفتی و غیرنفتی) مورد بررسی قرار گرفت.

آزمون گرنجر رابطه متقابل میان رشد صادرات (به تفکیک کل، نفتی و غیرنفتی) و رشد اقتصادی در بعضی وقفه‌ها را نشان می‌دهد، ولی همین رابطه علیت دو طرفه در برخی از وقفه‌های دیگر نقض می‌شود، بنابراین حصول نتیجه قطعی امکان پذیر نیست. برای بر طرف کردن این مشکل و حصول نتایج قابل اطمینان، با توجه به انتقاداتی که بر روش گرنجر وارد شده، از روشهای دیگر استفاده شد.

گرنجر استدلال می‌کند که روشهای علیت گرنجر ساده، آکایکی و هایسائو هنگامی که متغیرها I(۱) بوده و همگرا باشند، گمراه کننده است. نتایج به دست آمده از آزمون همگرایی میان رشد صادرات کل، نفتی و غیرنفتی و رشد اقتصادی، طبق جدول شماره (۱۰)، وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای فوق را رد می‌کند. بنابراین، با توجه به عدم وجود همگرایی و همچنین کارآیی بالای روش هایسائو در تعیین تعداد وقفه بهینه با استفاده از تفاضل اول داده‌ها (نرخ رشد متغیرها) که موجب پایا شدن متغیرها می‌شود، با استفاده از روش مذکور به آزمون و بررسی علیت پرداختیم. نتایج این آزمون حاکی از آن است که فرضیه رشد صادرات کل، نفتی و غیرنفتی سبب رشد اقتصادی می‌گردد و همچنین این فرضیه که رشد اقتصادی سبب رشد صادرات کل و نفتی می‌گردد، رد می‌شود. در حالیکه این فرضیه که رشد اقتصادی سبب رشد صادرات غیرنفتی می‌گردد، رد نمی‌شود. ادامه بررسی نشان داد که این رابطه علّی معکوس است یعنی، با افزایش رشد تولید ناخالص داخلی، رشد صادرات غیرنفتی کاهش می‌یابد.

بنابراین، افزایش نرخ رشد اقتصادی در ایران به دلیل افزایش تقاضای داخلی مانعی برای رشد صادرات بوده و سیاست تشویق صادرات، با توجه به شرایط اقتصادی حاکم بر کشور و با هدف رشد اقتصادی، احتمالاً با نتایج موفقی روبرو نخواهد شد و بازنگری در این سیاستها ضروری به نظر می‌رسد. همانگونه که قبلاً نیز در یکی از پانوشتها اشاره شد، اظهار نظر قطعی در مورد این نتیجه هنوز زود است، بطوریکه نگارندگان مقاله حاضر، در حال بررسی گسترده‌تر و دقیق‌تری (با معرفی عوامل تأثیر گذار دیگر) در این مورد هستند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست ۱

جدول ۱- آزمون علیت گرنجر میان رشد صادرات کل و رشد اقتصادی

تعداد وقفه	فرضیه صفر	آماره F	احتمال
۱	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۰/۱۳۲۹۳۸	۰/۷۱۸۰
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۴۱۹۹۸۳	۰/۵۲۱۹
۲	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۱/۰۹۴۳۲۱	۰/۳۴۹۲
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۱/۰۰۷۶۵۹	۰/۳۷۸۴
۳	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۱/۷۱۵۳۱۶	۰/۱۹۰۵
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۱/۶۷۵۸۳۸	۰/۱۹۸۷
۴	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۱/۶۹۵۳۳۰	۰/۱۸۸۷
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۱/۱۲۲۳۴۰	۰/۳۷۲۶
۵	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۲/۷۹۳۸۲۷	۰/۰۴۸۸
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۱/۲۷۹۲۵۱	۰/۳۱۵۷
۶	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۱/۹۲۵۰۵۰	۰/۱۴۲۲
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۷۷۲۹۶۵	۰/۶۰۳۱
۷	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۲/۱۳۶۳۷۲	۰/۱۱۸۵
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۷۲۱۵۶۳	۰/۶۲۹۰
۸	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۲/۹۵۹۸۶۸	۰/۰۶۳۳
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۱/۰۷۵۹۵۲	۰/۴۵۳۴
۹	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۱/۷۹۶۸۱۳	۰/۲۴۴۹
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۷۲۲۶۵۶	۰/۶۸۲۸
۱۰	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۱/۴۹۹۸۵۳	۰/۴۰۸۶
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۸۸۵۸۷۵	۰/۶۱۶۵

جدول ۲- آزمون علیت گرنجر میان رشد صادرات نفتی و رشد اقتصادی

تعداد وقفه	فرضیه صفر	آماره F	احتمال
۱	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۰/۲۰۶۴۴۷	۰/۶۵۲۸
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۳۶۰۸۴۲	۰/۵۵۲۶
۲	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۱/۲۲۱۳۸۵	۰/۳۱۰۶
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۹۶۰۷۴۷	۰/۳۹۵۳
۳	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۱/۷۴۲۷۳۹	۰/۱۸۵۱
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۱/۶۳۲۵۶۱	۰/۲۰۸۲
۴	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۱/۷۴۵۰۰۹	۰/۱۷۷۸
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۱/۰۹۵۵۵۲	۰/۳۸۴۵
۵	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۲/۱۸۸۶۳۴۱	۰/۰۴۳۸
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۱/۲۷۱۵۵۴	۰/۳۱۸۷
۶	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۲/۰۱۵۰۷۰	۰/۱۲۷۰
	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۰/۷۶۹۳۲۰	۰/۶۰۵۶
۷	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۲/۰۹۰۱۲۳	۰/۱۲۵۱
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۷۸۰۶۲۱	۰/۶۱۵۸
۸	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۲/۹۱۴۸۳۲	۰/۰۶۵۹
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۱/۰۵۰۹۹۲	۰/۴۶۶۵
۹	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۱/۸۸۳۳۷۶	۰/۲۲۷۲
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۷۴۰۴۲۰	۰/۶۷۱۳
۱۰	DLGDP علت گرنجری DLEX نیست	۱/۸۱۰۲۰۱	۰/۳۴۲۰
	DLEX علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۹۱۵۱۱۸	۰/۶۰۳۵

جدول ۳- آزمون علیت گرنجر میان رشد صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی

تعداد وقفه	فرضیه صفر	آماره F	احتمال
۱	DLGDP علت گرنجری DLEXWO نیست	۵۱۸۷۸۳۳۹	۰/۰۲۱۶
	DLEXWO علت گرنجری DLGDP نیست	۱/۱۳۵۰۷۷	۰/۲۹۵۲
۲	DLGDP علت گرنجری DLEXWO نیست	۴/۰۱۸۴۰۳	۰/۰۲۹۷
	DLEXWO علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۷۳۹۲۹۵	۰/۴۸۶۹
۳	DLGDP علت گرنجری DLEXWO نیست	۲/۶۱۱۵۰۹	۰/۰۷۴۶
	DLEXWO علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۷۹۵۵۶۶	۰/۵۰۸۴
۴	DLGDP علت گرنجری DLEXWO نیست	۱/۴۹۲۷۶۰	۰/۲۴۰۲
	DLEXWO علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۵۸۳۴۲۸	۰/۶۷۸۰
۵	DLGDP علت گرنجری DLEXWO نیست	۱/۳۱۳۹۲۷	۰/۳۰۲۲
	DLEXWO علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۶۷۷۸۷۷	۰/۷۹۴۱
۶	DLGDP علت گرنجری DLEXWO نیست	۱/۳۶۷۱۹۳	۰/۲۸۹۷
	DLEXWO علت گرنجری DLEX نیست	۰/۵۰۶۵۷۷	۰/۷۹۴۱
۷	DLGDP علت گرنجری DLEXWO نیست	۲/۵۳۹۵۳۷	۰/۰۷۴۹
	DLEXWO علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۳۸۱۰۴۸	۰/۸۹۶۲
۸	DLGDP علت گرنجری DLEXWO نیست	۲/۴۰۹۰۷۳	۰/۱۰۶۱
	DLEXWO علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۵۵۶۸۷۲	۰/۷۸۹۱
۹	DLGDP علت گرنجری DLEXWO نیست	۳/۰۹۱۹۱۵	۰/۰۹۱۴
	DLEXWO علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۶۷۶۵۷۵	۰/۷۱۳۱
۱۰	DLGDP علت گرنجری DLEXWO نیست	۳/۲۵۸۹۰۷	۰/۱۸۰۰
	DLEXWO علت گرنجری DLGDP نیست	۰/۳۰۵۰۲۵	۰/۹۳۳۰

پیوست ۲

جدول ۴ - آزمون علیت هایسائو میان رشد صادرات کل و رشد تولید ناخالص داخلی

FPE / تعداد وقفه	FPE (m) LEX	FPE (m,n) LEX,LGDP	FPEm LGDP	FPR (m,n) LGDP,LEX
یک وقفه	۰/۰۷۳۹۵	۰/۰۷۸۲۶	۰/۰۰۴۷۹	۰/۰۰۵۰۲
دو وقفه	۰/۰۷۵۳۲	۰/۰۸۶۰۵	۰/۰۰۵۲۴	۰/۰۰۵۲۸
سه وقفه	۰/۰۸۱۲۹	۰/۰۹۳۷۷	۰/۰۰۵۵۶	۰/۰۰۵۲۸
چهار وقفه	۰/۰۸۸۹۲	۰/۰۹۷۸۱	۰/۰۰۶۱۹	۰/۰۰۶۴۵
پنج وقفه	۰/۰۹۱۱۷	۰/۰۹۸۷۹	۰/۰۰۶۶۴	۰/۰۰۷۱۵
شش وقفه	۰/۱۰۲۷۵	۰/۱۱۱۷۴	۰/۰۰۷۰۶	۰/۰۰۷۷۲
هفت وقفه	۰/۱۱۶۴۱	۰/۱۰۱۴۲	۰/۰۰۸۰۹	۰/۰۰۸۸۶
هشت وقفه	۰/۱۳۳۸۵	۰/۱۰۵۵۷	۰/۰۰۸۷۳	۰/۰۰۸۴۳
نه وقفه	۰/۱۵۰۶۸	۰/۱۲۵۳	۰/۰۱۰۰۹	۰/۰۰۹۱۴
ده وقفه	۰/۱۷۷۸۴	۰/۱۴۱۷۵	۰/۰۱۱۱۴	۰/۰۱۰۴۳

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

$FPE^*_{LGDP} = ۰/۰۰۴۷۹$

$FPE_{LEX} = ۰/۰۷۳۹۵$

$FPE^*_{LGDP,LEX} = ۰/۰۰۵۰۲$

$FPE_{LEX,LGDP} = ۰/۰۷۸۲۶$

I $FPE^*_{LEX} < FPE^*_{LEX,LGDP}$

II $FPE_{LGDP} < FPE^*_{LGDP,LEX}$

نتایج نشان می‌دهد که رشد تولید ناخالص داخلی باعث رشد صادرات کل نمی‌گردد و همچنین رشد صادرات کل باعث رشد تولید ناخالص داخلی نمی‌گردد.

جدول ۵- آزمون علیت هایسائو میان رشد صادرات نفتی و رشد تولید ناخالص داخلی

FPE / تعداد وقفه	FPE(m) LEX oIL	FPE (m,n) LEX oIL,LGDP	FPEm LGDP	FPR (m,n) LGDP,LEX oIL
یک وقفه	۰/۰۸۰۸۷	۰/۰۵۳۷	۰/۰۰۹۷۹	۰/۰۰۵۰۳
دو وقفه	۰/۰۸۲۸۳	۰/۰۹۳۹۲	۰/۰۰۵۲۴	۰/۰۰۵۲۹
سه وقفه	۰/۰۸۹۷۹	۰/۱۰۲۱۴	۰/۰۰۵۵۶	۰/۰۰۵۸۴
چهار وقفه	۰/۰۹۸۳۵	۰/۱۰۶۲۵	۰/۰۰۶۱۹	۰/۰۰۶۴۸
پنج وقفه	۰/۱۰۱۴۴	۰/۱۰۶۴۶	۰/۰۰۶۶۴	۰/۰۰۷۲۱
شش وقفه	۰/۱۱۴۶	۰/۱۲۰۵۹	۰/۰۰۷۰۶	۰/۰۰۷۷۴
هفت وقفه	۰/۱۲۹۳۵	۰/۱۱۱۳۶	۰/۰۰۸۰۹	۰/۰۰۸۸۹
هشت وقفه	۰/۱۴۸۵۵	۰/۱۱۶۲۷	۰/۰۰۸۷۳	۰/۰۰۸۴۷
نه وقفه	۰/۱۶۸۷۵	۰/۱۳۸۰۳	۰/۰۱۰۰۹	۰/۰۰۹۱۹
ده وقفه	۰/۱۹۸۸۸	۰/۱۵۵۱۶	۰/۰۱۱۴	۰/۰۱۰۴۱

$FPE^*_{LGDP} = ۰/۰۰۴۷۹$

$FPE^*_{LEX\ oIL} = ۰/۰۸۰۸۷$

$FPE_{LGDP,LEX\ oIL} = ۰/۰۰۵۰۳$

$FPE^*_{LEX\ oIL,LGDP} = ۰/۰۸۵۳۷$

I $FPE^*_{LEX\ oIL} < FPE^*_{LEX\ oIL,LGDP}$

II $FPE^*_{LGDP} < FPE_{LGDP,LEX\ oIL}$

نتایج نشان می‌دهد که رشد تولید ناخالص داخلی سبب رشد صادرات نفتی نگردیده و رشد صادرات نفتی نیز سبب رشد تولید ناخالص داخلی نمی‌گردد.

جدول ۶- آزمون علیت‌ها یسائومیان رشد صادرات غیرنفتی و رشد تولید ناخالص داخلی

FPE / تعداد وقفه	FPE(m) LEX wo	FPE (m,n) LEX wo,LGDP	FPEm LGDP	FPR (m,n) LGDP,LEX wo
یک وقفه	۰/۱۰۶۵۵	۰/۰۹۴۶۹	۰/۰۰۴۷۹	۰/۰۰۴۹
دو وقفه	۰/۱۰۹۸۸	۰/۰۹۳۶۴	۰/۰۰۵۲۴	۰/۰۰۵۴
سه وقفه	۰/۱۱۳۰۸	۰/۱۰۳۷۷	۰/۰۰۵۵۶	۰/۰۰۵۶۴
چهار وقفه	۰/۱۲۰۴۱	۰/۱۱۶۱۱	۰/۰۰۶۱۹	۰/۰۰۶۲۹
پنج وقفه	۰/۱۳۵۱۵	۰/۱۱۹۳۵	۰/۰۰۶۶۴	۰/۰۰۶۵۳
شش وقفه	۰/۱۵۱۲۳	۰/۱۲۸۱۵	۰/۰۰۷۰۶	۰/۰۰۶۶۵
هفت وقفه	۰/۱۳۴۵۵	۰/۱۱۴۸۲	۰/۰۰۸۰۹	۰/۰۰۷۶۶
هشت وقفه	۰/۱۵۴۱۱	۰/۰۷۷۴۷	۰/۰۰۸۷۳	۰/۰۰۸۰۱
نه وقفه	۰/۱۶۲۷	۰/۰۹۰۹۵	۰/۰۱۰۰۹	۰/۰۰۹۴۱
ده وقفه	۰/۱۹۱۷۲	۰/۰۷۷۱۵	۰/۰۱۱۱۴	۰/۰۱
یازده وقفه	۰/۲۱۱۳۹	۰/۰۸۲۵۴	۰/۰۱۳۶۲	۰/۰۱۲۴۴
دوازده وقفه	۰/۲۵۲۷	۰/۱۰۳۹۴	۰/۰۱۳۷۵	۰/۰۱۳۰۲
سیزده وقفه	۰/۳۱۹۵۷	۰/۱۳۹۳۸	۰/۰۱۷۱۲	۰/۰۰۷۳۸
چهارده وقفه	۰/۳۳۷۴	۰/۲۱۹۵۲	۰/۰۲۲۴۱	۰/۰۰۸۸۸
پانزده وقفه	۰/۵۲۵۸۵	۰/۱۸۷۰۹	۰/۰۳۷۱۹	۰/۰۱۱۵۴

$FPE^*_{LGDP} = ۰/۰۰۴۷۹$

$FPE^*_{LEXwo} = ۰/۱۰۶۵۵$

$FPE_{LGDP.LEXwo} = ۰/۰۰۴۹$

$FPE^*_{LEXwo.LGDP} = ۰/۰۷۷۱۵$

I $FPE^*_{LEXWO} < FPE^*_{LEXWO,LGDP1,...9}$

II $FPE^*_{LGDP} < FPE_{LGDP,LEXWO}$

نتایج حاکی است که رشد تولید ناخالص داخلی باعث رشد صادرات غیرنفتی می‌گردد اما رشد

صادرات غیرنفتی باعث رشد تولید ناخالص داخلی نمی‌گردد. با مقایسه آماره F محاسباتی ۴/۸۵ با F جدول در سطح ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ که به ترتیب ۴/۳۰، ۲/۷۵، ۲/۱۹ می‌باشند، فرض صفر β_iها مساوی صفر، رد شده و نتیجه فوق تایید می‌گردد.

پیوست ۳

آزمون ریشه واحد دیکی - فولر

اگر یک سری زمانی نظیر Y_t را در نظر گرفته و معادله زیر را برآورد کنیم، آزمون ریشه واحد فرضیه $\pi=1$ را در مقابل $\pi\neq1$ آزمون می‌کند:

$$Y_t = \pi Y_{t-1} + U_t \qquad (۱۵)$$

که در آن U_t جمله خطای تصادفی با میانگین صفر و واریانس σ^2 و ناهمبسته می‌باشد، شکل‌های دیگر این آزمون با فرضیه صفر $\delta=0$ به صورت زیر است:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + U_t$$
$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \beta_1 + U_t$$
$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \beta_1 + \beta_2 t + U_t$$

و در حالت فزوده خواهیم داشت:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \Sigma_{i=1}^{m} \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_i$$

جدول ۷- آزمون ریشه واحد دیکی - فولر در سطح داده‌ها

متغیر	آماره دیکی فولر	مقادیربحرانی‌مک‌کینون در سطح ۱٪	مقادیربحرانی‌مک‌کینون در سطح ۵٪	مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح ۱۰٪
LEX	-۱/۷۵۸۶	-۴/۲۶۰۵	-۳/۵۵۱۴	-۳/۲۰۸
LEWO[1]*	-۱/۸۱۱۱	-۳/۶۴۹۶	-۲/۹۵۵۸	-۲/۶۱۶۴
LEXOIL[2]	-۲/۲۷۰۳	-۳/۶۴۲۲	-۲/۹۵۲۷	-۲/۶۱۴۸
LGDP[1]	-۱/۸۰۳۳	-۳/۶۴۲۲	-۲/۹۵۲۷	-۲/۶۱۴۸

* اعداد داخل کروشه تعداد وقفه‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۸- آزمون ریشه واحد دیکی - فولر در تفاضل اول داده‌ها

متغیر	آماره دیکی فولر	مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح ۱٪	مقادیر بحرانی مک کینون در سطح ۵٪	مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح ۱۰٪
DLEX	-۴/۰۱۶۷	-۲/۶۳۶۹	-۱/۹۵۱۷	-۱/۶۲۱۳
DLEWO	-۴/۳۲۹۳	-۲/۶۳۶۹	-۱/۹۵۱۷	-۱/۶۲۱۳
DLEXOLL	-۴/۱۹۶۴	-۲/۶۳۶۹	-۱/۹۵۱۷	-۱/۶۲۱۳
DLGDP	-۲/۳۲۴۱	-۲/۶۳۶۹	-۱/۹۵۱۷	-۱/۶۲۱۳

نتایج آزمون ریشه واحد پرون

این آزمون طبق فرمول‌بندی پرون شامل دو متغیر مجازی بوده و به صورت زیر انجام می‌شود:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 DU_t + \alpha_3 DU + \rho Y_{t-1} + \Sigma \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t$$

$DU_t = 1$ اگر $t = t_B + 1$ و در غیر این صورت مساوی صفر

$DU = 1$ اگر $t > t_B$ و در غیر این صورت مساوی صفر

t_B زمان شکستگی در سری زمانی است.

در آزمون فوق، فرض صفر وجود ریشه واحد با شکستگی در یک زمان در مقابل فرض پایایی و روند معین است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۹- آزمون ریشه واحد پرون

متغیر	آماره پرون در سطح داده‌ها	متغیر	آماره پرون در تفاضل اول داده‌ها
LEX	-۳/۳۲۵	D(LEX)	-۱۶/۱۲۵۶
LEXWO	-۱/۹۲۶	D(LEXWO)	-۱۵/۷۹
LEXOIL	-۳/۳۳	D(LEXOIL)	-۱۴/۵۵
LGDP	-۲/۰۸۱۸۸	D(LGDP)	-۲۶/۹۲

مقادیر بحرانی آزمون پرون در سطح ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب ۳/۷۶- و ۳/۴۶- می‌باشند. نسبت حجم نمونه قبل از شکستگی به حجم کل نمونه تقریباً ۰/۵ می‌باشد.

جدول ۱۰- آزمون همگرایی انگل و گرنجر

متغیر	آماره دیکی‌فولر	مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح ۱٪	مقادیر بحرانی مک کینون در سطح ۵٪	مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح ۱۰٪
LGDP=f_1(LEX)	-۰/۹۸۸۷	-۴/۸۲۸۵	-۴/۰۸۰۲	-۳/۷۱۷۹
LGDP=f_2(LEWO)	-۰/۸۷۴۲	-۴/۸۲۸۵	-۴/۰۸۰۲	-۳/۷۱۷۹
LGDP=f_3(LEXOIL)	-۱/۱۱۶۹	-۴/۸۲۸۵	-۴/۰۸۰۲	-۳/۷۱۷۹
LEX=f_4(LGDP)	-۱/۷۴۳۲	-۴/۸۲۸۵	-۴/۰۸۰۲	-۳/۷۱۷۹
LEXOIL=f_5(LGDP)	-۱/۸۷۰۹	-۴/۸۲۸۵	-۴/۰۸۰۲	-۳/۷۱۷۹
LEXWO=f_6(LGDP)	-۰/۶۷۱۲	-۴/۸۲۸۵	-۴/۰۸۰۲	-۳/۷۱۷۹

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره حسابهای اقتصادی، سالهای مختلف.

۲. سازمان برنامه و بودجه، *مجموعه اطلاعات (سری زمانی) آمار حسابهای ملی، پولی و مالی*، دفتر اقتصاد کلان.

۳. هژبرکیانی، کامبیز. *اقتصاد سنجی و کاربرد آن*. انتشارات بخش فرهنگی جهاد دانشگاه، دانشگاه شهید بهشتی، ۱۳۶۸.

4. Akaike, H, "Statistical Predictor Identification, Analysis of the Institute of Statistical Mathematics", 21, 203, 17, 1970.

5. Bahmani - Oskooee. M. and Alse, J." Export Growth and Economic Growth : An Application of Cointegration and Error - Correction Modeling" , the Journal of Developing Areas, 27 (July1993). 535-542.

6. Bahmani - Oskooee, M, and Alse , J. "Short - Run Versus Long - Run Effects of Devaluation: Error - Correction Modeling and Cointegration" Eastren Economic Journal, Vol 20, No4 . Fall 1994, 453-464.

7. Bahmani - Oskooee, Mothadi, H, and Shabsigh - G. "Exports, Growth and Causalty in LDCs: An - Examination," Journal of Development Economics, 36, 1991, 405 - 415.

8. Chow , P. "Causality Between Exports and Industrial Development, Journal of Development Economics", 26. 1987 - 55 - 63.

9. Engle , R. F. and Granger , C.W.J. "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", Econometrica, March 1987, 257-67.

10. Granger - C.W. "Some Recent Development in a Concept of Causality", Journal of Econometrica. 1988.

11. Gujarati - D.N. "Basic Econometrics", 3rd ed. McGrawhill.1995.

12. Hsiao, M.W."Autoregressive Modeling and Money - Income Causality Detection", Journal of Monetary Economics 7080, 1981 . 85, 106.

13. Hsiao, M.W: "Tests of Causality and Exogeneity Between Export Growth and Economic Growth", Journal of Economic Development, 143, 159.

14. Johansen, Soren and Katarina, Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Application to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52, 1990, PP.169-210.

15. Jung, w, and Mershall. P. "Export Growth an Causelily in Developing Countries", Journal of Developing Economics, 1985, 18, 1-12.

16. Mackinnon, James, "Criteria for Cointegration Tests, Long Run Economic Relationship: Reading in Cointegration", Edited by R.F. Engle and. C.W.J Granger . Oxford University Press, 1991.

17. Miller . M.S, "Monetary Dynamics: An Application of Cointegration Modelling", Journal of Money Credit and Banking, Vo123. No.2, May 1991.

18. Perron , Pierre. "The Great Crash, the Oil Price Shok, and the Unit Root Hypothesis", Econometrica 1989 . pp.1361.1401.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی