مجله برنامه و بودجه، شمارهٔ ۲۲ و ۲۳، ص. ۳-۳۰.

عوامل تعیین‌کننده صادرات غیرنفتی در ایران

با استفاده از روشهای همگرایی انگل - گرنجر و یوهانسن (۱۳۷۴-۱۳۳۸)*

نویسنده: دکتر عباس ولدخانی*

چکیده

در این مقاله، با استفاده از روشهای همگرایی انگل - گرنجر و یوهانسن[1]، کوشیده‌ایم تا عوامل تعیین‌کننده صادرات غیرنفتی در یک افق زمانی نسبتاً بلندمدت (۱۳۳۸-۱۳۷۴) را مشخص کنیم و با روش علیت انگل‌وگرنجر، جهت علیت بین صادرات غیرنفتی و سه متغیر کلان نیز را مورد آزمون قرار دهیم. نتایج به دست آمده، چنین نشان می‌دهد که رابطه بلند مدتی بین صادرات کالاهای غیرنفتی و "نرخ ارز در بازار آزاد"، "مجموع ارزش افزوده در بخشهای تجاری[2]" و "میزان بازبودن اقتصاد کشور" وجود دارد و این سه متغیر، صادرات غیرنفتی را به طور مستقیم و مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهند. به سخن دیگر، اگر چه دولت در کوتاه‌مدت می‌تواند سیاستهای تحدید واردات یا مهار نرخ ارز را بر اقتصاد تحمیل نماید، اما روابط بلندمدت و علّی نشان می‌دهد که این سیاستها، در نهایت، منجر به کاهش صادرات کالاهای غیرنفتی خواهد گردید. نکته دیگر در مورد ترکیب ارزش افزوده در کشور می‌باشد، یعنی هر قدر رشد اقتصادی در بخشهای تولید "کالا" بیشتر باشد، آن گاه صادرات غیرنفتی افزایش بیشتری خواهد داشت. اگر چه این امر بدیهی به نظر می‌رسد، اما هدف از این مطالعه، ارائه میزان کمی تغییرات است، نه صرفاً جهت تغییرات. در این خصوص، باید گفت که نتایج

---

* نویسنده مقاله، از اظهار نظرهای سازنده آقای کردبچه، معاون محترم دفتر اقتصاد کلان سازمان برنامه و بودجه، بهره فراوان برده و از ایشان بی‌نهایت سپاسگزار است.

* کارشناس دفتر اقتصاد کلان سازمان برنامه و بودجه

1. Engle - Granger and Johansen's Cointegration Techniques

2. Tradable Sectors

تجربی حاصل از روش همگرایی انگل-گرنجر و یوهانسن، بر این دلالت دارد که هر ۱۰ درصد افزایش در: "نرخ ارز بازار آزاد"، "مجموع ارزش افزوده در بخشهای تجاری" و "شاخص باز بودن اقتصاد"، به ترتیب می‌تواند در صورت ثبات وضعیتهای دیگر، صادرات غیرنفتی را معادل ۲/۹ درصد، ۵/۸ درصد و ۴/۲ درصد در بلندمدت افزایش دهد.

مقدمه

یکی از مهمترین دستاوردهای اقتصادی پس از انقلاب اسلامی شکوهمند سال ۱۳۵۷، افزایش صادرات کالاهای غیرنفتی است، به طوری که صادرات این کالاها که در سال ۱۳۵۷ فقط معادل ۵۴۳ میلیون دلار بوده، در سال ۱۳۷۵، به ۳۲۱۱ میلیون دلار رسید. اما از سال ۱۳۷۳ که صادرات این کالاها معادل ۴۸۳۱ میلیون دلار بود، تا سال ۱۳۷۵، این متغیر مهم اقتصادی کاهش معناداری داشته است. برای ریشه‌یابی این پدیده، کارشناسان اقتصادی کشور، مباحث متعددی را مطرح کرده‌اند. چنین پیداست که استفاده از یک چارچوب نظری و آزمون آن از طریق روشهای نوین اقتصادسنجی می‌تواند رهنمودهای ارزنده‌ای را در تحلیل روند بلندمدت صادرات کالاهای غیرنفتی ارائه نماید. یکی از این روشها، "همگرایی" یا یافتن رابطه بلندمدت بین دو یا چند متغیر می‌باشد. مطابق این روش، می‌توانیم مجموعه‌ای از متغیرهای کلانی را که به نظر می‌رسد در تعیین صادرات غیرنفتی در بلندمدت نقش مهمی داشته باشند، مورد آزمون قرار دهیم و متغیرهای مؤثر را مشخص کنیم.

اگر چه صادرات غیرنفتی می‌تواند در کوتاه‌مدت تحت تأثیر عوامل مختلفی قرار گیرد و از حالت تعادلی خود خارج شود، اما دربلندمدت، متغیرهایی درسطح کلان وجود دارند که می‌توانند مسیر تعادلی صادرات این گونه کالاها را تعیین کنند. هدف این مقاله، یافتن این عوامل و تحلیل آنهاست.

این مقاله از پنج بخش تشکیل شده است. در بخش دوم، به توضیح درباره روش شناسی مقاله می‌پردازیم. در این بخش، از روشهای همگرایی انگل-گرنجر و یوهانسن و آزمون علیت انگل و گرنجر، به طور اختصار، بحث می‌کنیم. در بخش سوم، مبانی نظری عوامل مؤثر بر صادرات غیرنفتی را با تأکید بر واقعیات حاکم براقتصاد ایران مطرح می‌نماییم. بخش چهارم، به ارائه نتایج تجربی همگرایی و آزمون علیت اختصاص دارد، و در نهایت، در بخش آخر، خلاصه‌ای از مقاله را می‌آوریم.

روش شناسی

تحلیل همگرایی در اواسط دهه ۱۹۸۰ به متون اقتصادسنجی وارد شد و به گفته بسیاری از اقتصاددانان از مهمترین پیشرفتهای در قلمرو مدلسازی تجربی به شمار می‌رود (چارمزا و ددمن، ۱۹۹۲). به بیان دیگر، اگر دو یا چند متغیر که هریک در طول زمان دارای میانگین، واریانس و کواریانس متغیر (غیرساکن)[1] هستند، در تخمین معادله‌های رگرسیونی به کار رود، رگرسیونهای حاصله کاذب (نادرست)[2] خواهند بود. اما اگر متغیرهای مزبور همگرا باشند، مسئله رگرسیونهای کاذب دیگر صادق نخواهد بود.

از نظر مفهومی، همگرایی، عبارت از مطالعه ثبات روابط بلندمدت بین متغیرهاست (کالیراجان، ۱۹۹۵). این مفهوم، در تحلیلهای تجربی، بسیار مفید است. زیرا پژوهشگران را قادر می‌سازد که وجود یک رابطه تعادلی یا باثبات (ساکن) را میان دو یا چند سری زمانی که خود غیر ساکن هستند، پیدا کند.

برای اجتناب از حصول رگرسیونهای کاذب، همچنین برخی از کارشناسان اقتصادسنجی تفاضل‌گیری را به عنوان یک راه حل پیشنهاد می‌کنند تا سریهای زمانی غیر ساکن را به ساکن تبدیل نمایند. اما این تفاضل‌گیری، منجر به از دست رفتن خواص تعادلی و بلندمدتی بین متغیرها می‌شود. باید توجه نمود که معادله‌هایی که به صورت تفاضلی تصریح می‌گردند، فاقد راه حل بلندمدت هستند. روش همگرایی با محاسبه جزء ساز و کار تصحیح خطا[3]، از روابط بلندمدت و ملحوظ نمودن آن در معادله‌هایی که به صورت تفاضلی (معمولاً تفاضل مرتبه اول) فرموله می‌شوند، موجب می‌شود که خواص تعادلی بلندمدت همچنان حفظ شود.

از نظر فنون همگرایی، دو روش مختلف را می‌توان نام برد. روش اول، همان روش انگل و گرنجر (۱۹۸۷) است که می‌تواند فقط یک رابطهٔ بلندمدت را بین دو متغیر (مثلاً Y_t و X_t) یا بین یک متغیر (مثلاً Y_t) با چند متغیر (مثلاً X_{1t}، X_{2t}...) به دست آورد. البته باید توجه داشت که اگر تعداد متغیرها بیش از دو باشد، و در عین حال، بیش از یک رابطهٔ بلندمدت بین این متغیرها وجود

1. Non - Stationary
2. Spurious Regressions
3. Error Correction Mechanism (ECM)

داشته باشد، این روش نباید مورد استفاده قرار گیرد. زیرا در این صورت، فقط یک جزء تصحیح خطا در معادله ملحوظ می‌گردد، و به همین علت، بخشی از اطلاعات بلندمدت در اثر تفاضل‌گیری از بین خواهد رفت. بنابراین، تنها وقتی روش انگل و گرنجر معتبر است که یا فقط دو متغیر داشته باشیم یا در صورت بیشتر بودن تعداد متغیر، فقط وجود یک رابطه بلندمدت توسط روش یوهانسن تأیید گردد. مطابق روش انگل-گرنجر، اگر یک رابطه تعادلی بلندمدت ساکن بین دو متغیر غیرساکن وجود داشته باشد، این دو متغیر همگرا خواهند بود. اگر فرض کنیم که d نشاندهنده تعداد دفعاتی است که یک متغیر باید تفاضل‌گیری شود تا به حالت ساکن درآید، آن‌گاه چنین متغیری گفته می‌شود که همگرای از درجه d [1] یا I (d) باشد. بنابراین، مطابق روش انگل وگرنجر، دو متغیر مثلاً Y_t و X_t که I(d) هستند، وقتی می‌توانند همگرا باشند که یک ترکیب خطی نظیر $E_t = Y_t - \beta X_t$ بین آنها وجود داشته باشد که درجه همگرایی آن کمتر ازd باشد. معمولاً جملات خطاهای یک رگرسیون Y روی X یا برعکس را که از روش حداقل مربعات معمولی به دست می‌آید، برابر E_t فرض می‌کنند.

در اینجا، این پرسش مطرح می‌شود که ما چگونه درجه همگرایی یک متغیر را محاسبه کنیم؟ در این زمینه، آزمونهای فیلیپس وپررون (۱۹۸۸) و دیکی و فولر افزوده [2] (۱۹۷۹ و ۱۹۸۱) وجود دارند. در این مقاله، از آماره دیکی و فولر افزوده برای تعیین درجه همگرایی متغیرها استفاده می‌گردد. این آماره، از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 T + \gamma_2 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j Y_{t-j} + wt \qquad (۱)$$

به طوری که T متغیر روند و wt جملات پسماند بدون پارازیت (به کنش) [3] است.

آماره مزبور، همان آماره t ضریب تخمین زده شده γ_2 است. در این رابطه، ضابطه اطلاعاتی شوارتز [4] برای تعیین تعداد وقفه بهینه (P) مورد استفاده قرار گرفته است. حال اگر قدر مطلق آماره t دیکی و فولر (افزوده بیشتر از مقدار بحرانی جدول مکینون (۱۹۹۱) باشد، فرضیه Ho (وجود

1. Intergated of Order d
2. Augmented Dickey - Fuller (ADF)
3. White Noise
4. Shawartz Information Criterion

ریشه واحد[1] در Y_t یا غیر ساکن بودن آن) رد خواهد گردید، یعنی Y_t یک متغیر $I(0)$ است. اما اگر فرضیه H_0 رد نشود، آن گاه آزمون دیکی و فولر افزوده را به جای Y_t باید برای $\Delta Y_t = -Y_{t-1}$ انجام داد. در آن مرحله نیز اگر قدر مطلق t دیکی وفولر بیشتر از مقدار بحرانی جدول مکینون باشد، با رد شدن فرضیه H_0 نتیجه می‌گیریم که Y_t یک متغیر $I(1)$ [و یا ΔY_t یک متغیر $I(0)$] است و پس از تفاضل گیری مرتبه اول ساکن می‌شود.

همان طور که در ابتدای بحث اشاره کردیم، روش آزمون همگرایی انگل و گرنجر (۱۹۸۷) می‌تواند فقط در هنگامی که یک رابطهٔ بلندمدت بین دو یا چند متغیر وجود دارد، کاربرد داشته باشد اما روش یوهانسن (۱۹۹۱) و یوهانسن وجوسیلیوس (۱۹۹۰) به عنوان روش برتر، می‌تواند روابط بلند مدتی را در صورت وجود بین دو یا چند متغیر شناسایی و تعیین نماید.

در زیر روش یوهانسن وجوسیلیوس را به اختصار توضیح می‌دهیم. یک مدل اتورگرسیون‌برداری[2] (VAR) سنتی (بدون جزء ساز و کار تصحیح خطا) غیر مقید زیر را به عنوان نقطه شروع در نظر بگیرید:

$$Z_t = \sum_{i=1}^{k} A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

به طوری که Z_t یک بردار ستونی $n\times 1$ از متغیرهای $I(1)$،

ε_t بردار ستونی $(n\times 1)$ از جملات اختلال در مدل،

A_t ضریبهایی که باید مورد تخمین واقع شوند،

n تعداد متغیرهای مدل VAR.

حال اگر جمله‌های $Z_{t-1}, Z_{t-2}, \ldots, Z_{t-k}$ و جمله‌های $A_1 Z_{t-2}, A_2 Z_{t-3}, \ldots, A_{k-1} Z_{t-k}$ را به هر دو طرف رابطه (۲) اضافه کنیم، خواهیم داشت :

1. Unit Root

2. Vector Autoregression (VAR)

$$Z_t + Z_{t-1} + Z_{t-2} + \ldots + Z_{t-k} + A_1 Z_{t-2} + A_2 Z_{t-3} + \ldots + A_{k-1} Z_{t-k} = \sum_{i=1}^{k} A_i Z_{t-i} +$$

$$Z_{t-1} + Z_{t-2} + \ldots + Z_{t-k} + A_1 Z_{t-2} + A_2 Z_{t-3} + \ldots + A_{k-1} Z_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

با مرتب کردن رابطه (۳) می‌توان نوشت :

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

به طوری که

$$\Gamma_i = -I + A_1 + A_2 + \ldots + A_i$$

$$\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \ldots - A_k)$$

$I =$ یک ماتریس واحد $(n \times n)$

بنابراین، یک مدل اتورگرسیون برداری (VAR) غیر مقید در رابطه(۲) می‌تواند به صورت رابطه (۴) نوشته شود. آنچه برای ما در تحلیل همگرایی مهم است، ماتریس Π و رتبه[1] آن است. چون ماتریس Π یک ماتریس $(n \times n)$ است، رتبه آن حداکثر می‌تواند برابر n باشد. از نظریه همگرایی، چنین استنباط می‌شود که :

۱. اگر رتبه ماتریس Π برابر n [یا تعداد متغیرهای مدل (VAR)] باشد، می‌توان نتیجه گرفت که تمام متغیرها (بردار Z_t) ساکن یا $I(0)$ هستند.

۲. اگر رتبه ماتریس Π برابر صفر باشد، ماتریس مزبور یک ماتریس خنثی[2] است و تحلیلگر باید از مدل VAR که درآن متغیرها به شکل تفاضل مرتبه اول است و فاقد جزء تصحیح خطا می‌باشد، استفاده کند. یعنی اصلاً جزء تصحیح خطا در این مورد خاص معنا نخواهد داشت و با استفاده از تفاضل مرتبه اول خواص تعادلی بلندمدت هم از بین نخواهد رفت، زیرا اساساً رابطه بلندمدتی وجود ندارد. بنابراین، تنها موردی که مدلهای VAR تفاضل مرتبه اول بدون جزء تصحیح خطا توصیه می‌شود، همین حالت استثنایی است.

۳. اگر رتبه ماتریس Π (یعنی r) کمتر از n باشد، بحث کمی پیچیده می‌شود و در عالم واقع، این

1. Rank
2. Null Matrix

وضع بیشتر امکان دارد رخ دهد تا به دو مورد حدی قبلی. در این مورد، می‌توانیم ماتریس Π را به صورت زیر بنویسیم :

$$\Pi = \alpha \circ \beta' \qquad (۵)$$

به طوری که α و β هر دو ماتریسهای $(n \times r)$ هستند.

ماتریس β ماتریس همگرایی [1] نام دارد که دارای این خصیصه است که :

$$\beta' Z_t \sim I(0)$$

توجه داشته باشید که $Z_t \sim I(1)$. ستونهای ماتریس β بردارهای همگرایی را تشکیل می‌دهد. با داشتن ماتریس Π و رتبه آن (r) می‌توانیم ماتریسهای β و α را محاسبه کنیم. برای مثال، اگر Π برای یک مدل VAR سه متغیره به صورت زیر داده شده فرض کنیم :

$$\Pi = \begin{vmatrix} ۰/۶ & -۰/۵ & ۰/۲ \\ ۰/۳ & -۰/۲۵ & ۰/۱ \\ ۱/۲ & -۱ & ۰/۴ \end{vmatrix}$$

ریشه‌های مشخصه این ماتریس فرضی، عبارتند از (۰/۷۵ و ۰ و ۰). حال اگر بردار همگرایی در ارتباط با متغیر سوم را بخواهیم محاسبه کنیم، باید سطر اول ماتریس فوق را با تقسیم نمودن بر ۰/۲ نرمال کنیم، آن گاه خواهیم داشت:

$$\beta' = (۳ \; -۲/۵ \; ۱)$$

حال با توجه به مشخص شدن β' و مشخص بودن Π در رابطه زیر :

$$\Pi = (\alpha_۱ \; \alpha_۲ \; \alpha_۳)'(۳ \; -۲/۵ \; ۱)$$

1. Cointegration Matrix

ماتریس $\propto$[و یا در این مثال بردار (۱×۳)] به سادگی قابل محاسبه است، یعنی :

$$\propto = (۰/۲ \quad ۰/۱ \quad ۰/۴)$$

پس از طرح مثال فوق که برای روشن شدن چگونگی محاسبه β و $\propto$ ارائه کردیم، به بحث اصلی خود باز می‌گردیم. اگر فرضیه همگرایی بین متغیرها صادق باشد، عبارت $\beta' Z_{t-k}$، تعداد r مجموعه از سازوکارهای تصحیح خطا را تشکیل می‌دهد که واکنشهای کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها را نسبت به یکدیگر از هم متمایز می‌سازد.

به طور خلاصه، می‌توان گفت که ستونهای β (یا ردیفهای β') در صورت نرمال شدن، روابط بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد. همچنین عناصر ماتریس $\propto$ پس از محاسبه نمودن β به سادگی با استفاده از رابطه (۵) قابل محاسبه است. عناصر ماتریس $\propto$ دارای تبیین اقتصادی هستند و معمولاً آنها سرعت تعدیل را در ارتباط با اختلال در رابطه تعادلی اندازه‌گیری می‌کند. به همین علت است که ماتریس مزبور را ماتریس تعدیل[1] می‌نامند. به علاوه، در متون اقتصادسنجی، در مدلهای VAR که متغیر با وقفه در سمت راست معادله‌ها ظاهر می‌شود، این ماتریس به ماتریس بازخورد[2] نیز موسوم است. نکته مهم دیگر این است که در معادله (۴) باید با حداکثر تعداد وقفه (K) عمل تخمین را شروع کرد تا جملات اخلال فاقد خود همبستگی باشند. اما از سوی دیگر، اگر تعداد وقفه زیاد باشد، ماتریس تعدیل ($\propto$) تغییر خواهد کرد. به بیان دیگر، معمولاً رابطه بلندمدت $\beta' X_{t-k}$ به تعداد وقفه (K) بستگی ندارد، اما ماتریس تعدیل نسبت به تعداد وقفه حساس می‌باشد. در این مطالعه، برای تعیین تعداد وقفه بهینه از ضابطه اطلاعاتی شوارتز سود جسته‌ایم.

نکته مهم دیگری که در تحلیلهای تجربی شایان توجه است، تعیین رتبه ماتریس Π (یا تعداد بردارهای همگرایی) است که با استفاده از آن، ماتریس β می‌تواند محاسبه شود. یوهانسن (۱۹۸۸ و ۱۹۸۹) برای به دست آوردن r ، روشی به شرح زیر، ارائه می‌کند:

مرحله اول

ابتدا معادله زیر را باید تخمین بزنیم :

1. Adjustment Matrix
2. Feedback Matrix

$$\Delta Z_t = \phi_0 + \phi_1 \Delta Z_{t-1} + \phi_2 \Delta Z_{t-2} + \ldots + \phi_k \Delta Z_{t-k+1} + \varepsilon_{\circ t} \qquad (۶)$$

نظر به اینکه n متغیر در مدل VAR ساده فوق وجود دارد، باید n رگرسیون مجزا برای هر متغیر تخمین زد و سپس بردار($n\times ۱$) جملات اخلال را از هر رگرسیون در زمان t تشکیل دهیم و آن را R_{ot} بنامیم. همچنین در این مرحله باید معادله زیر را نیز برای هر n متغیر تخمین بزنیم :

$$Z_{t-k} = \lambda_0 + \lambda_1 Z_{t-1} + \lambda_2 Z_{t-2} + \ldots + \lambda_k Z_{t-k+1} + \varepsilon_{kt} \qquad (۷)$$

با توجه به وجود n متغیر در بردار Z_t، بردار ($n\times ۱$) جملات خطا برای هر n رگرسیون در زمان t (یعنی R_{kt}) را نیز محاسبه می‌کنیم.

مرحله دوم

در این مرحله، با استفاده از رابطه زیر، باید چهار ماتریس ($n\times n$) را از گشتاورهای مرتبه دوم و ضربهای برداری (متقاطع)[1] R_{ot} و R_{kt} محاسبه کنیم :

$$S_{ij} = T^{-۱} \sum_{t=1}^{T} R_{it} \cdot R_{jt}^{-} \qquad (۸)$$

به طوری که $i = j = 0 , k$ و T برابر حجم نمونه است.

چهار ماتریس مورد نظر، عبارتند از S_{oo}، S_{ko}، S_{kk} و S_{ok}.

مرحله سوم

در مرحله سوم، باید با استفاده از اطلاعات مراحل قبل، معادله زیر را حل نمود:

$$\left| \mu S_{kk} - S_{ko} S_{oo}^{-۱} S_{ok} \right| = 0 \qquad (۹)$$

1. Crossproducts

ریشه‌های مشخصه (یا مقادیر ویژه)[1] معادله دوجمله‌ای [2] در μ از دترمینان فوق به دست می‌آید. پس از به دست آوردن ریشه‌های مشخصه، باید آنها را از صعودی به نزولی طبقه‌بندی کرد، یعنی مثلاً $\hat{\mu}_1 > \hat{\mu}_2 > \ldots > \hat{\mu}_n$. در گام بعدی با استفاده از اطلاعات به دست آمده، باید بردار ریشه‌های مشخصه (مقادیر ویژه) مربوطه (یعنی $\hat{V}_i$) را به صورت زیر، مرتب نمود :

$$\hat{V} = [\hat{V}_1 \ \hat{V}_2 \ldots \hat{V}_n]$$

این بردارها می‌توانند به صورت زیر نیز نرمال شوند:

$$\hat{V}' S_{kk} \hat{V} = I$$

برای اطلاعات بیشتر درباره چگونگی محاسبه و اثبات روابط، به هال (۱۹۸۹، ص ۲۱۶-۲۱۷) نگاه کنید.

همان طورکه پیشتر گفتیم، اگر ماتریس همگرایی (Π) دارای رتبه کمتر از n باشد، یعنی $r<n$ آن‌گاه اولین r بردار ریشه‌های مشخصه (یعنی $\hat{V}_1, \hat{V}_2, \ldots, \hat{V}_r$) بردارهای همگرایی را، که در واقع، ستونهای ماتریس β هستند، تشکیل می‌دهند. به دیگر سخن، با حل $\hat{\mu}_1 > \hat{\mu}_2 > \ldots \hat{\mu}_n$ و به‌دست آوردن ریشه‌های مشخصه ($\hat{V}_1, \hat{V}_2, \ldots, \hat{V}_r$) ماتریسهای β و α را به روش حداکثر راستنمایی برآورد می‌شوند، یعنی :

$$\hat{\beta} = (V_1, V_2, \ldots, V_r)$$

$$\hat{\alpha} = S_{ok} \hat{\beta}$$

مرحله چهارم

به ازای هر μ_i (ریشه‌های مشخصه) به دست آمده از حل رابطه (۹)، یوهانسن و جوسیلیوس اثبات کرده‌اند که تحلیلگر می‌تواند فرضیه H_0 (وجود حداکثر r یا تعداد مشخص بردار همگرایی) را با

1. Characteristic Roots(or Eigen Values) 2. Polynomial

محاسبه آماره اثر [1] و آماره حداکثر مقادیر ویژه [2] به شرح زیر، مورد آزمون قرار دهد.

آزمون اثر یا λ_{trace}:

$$\lambda_{\text{اثر}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^{n} \ln (1-\hat{\mu}_i) \qquad (۱۰)$$

معمولاً آزمون اثر از فرضیه $H_0: r = 0$ شروع می‌شود که قبول آن مبین این است که هیچ بردار همگرایی وجود ندارد و فرایند آزمون خاتمه می‌یابد. اما رد این فرضیه، مستلزم آزمون متوالی فرضیات $H_0: r \leq 1$، $H_0: r \leq 2$ و... است و دوباره در صورت رد H_0 مربوطه فرایند آزمون پایان می‌یابد. بدین ترتیب، تعداد بردارهای همگرایی (r) را بین n متغیر مدل VAR می‌توان تعیین نمود. شایان توجه است که در این زمینه، یوهانسن (۱۹۸۹) اثبات کرده است که نخستین r بردار ریشه‌های مشخصه، یعنی $\hat{V}_1, \hat{V}_2, ..., \hat{V}_r$ همان تخمینهای حداکثر راستنمایی ستونهای β یا بردارهای همگرایی می‌باشد.

آزمون حداکثر مقدار ویژه (λmax) :

$$\lambda max(r,r+1) = -T \ln (1-\mu_{r+1}) \qquad (۱۱)$$

در این روش، تعداد r بردارهای همگرا در مقابل r+1 بردارهای همگرا مورد آزمون قرار می‌گیرد.

آزمون علیت

نکته مهم دیگر این است که وجود رابطه بلندمدت بین دو یا چند متغیر، می‌تواند بیانگر جهت علیت نباشد. روش آزمون قدیمی علیت گرنجر (۱۹۶۹) نیز به علت استفاده از آمارهای غیر ساکن یا ساکن فاقد جزء تصحیح خطای برداری، زیاد قابل اعتماد نیستند. بدین سبب، باید از آزمون جدید علیت انگل - گرنجر (۱۹۸۷) استفاده کنیم. در این روش، از مدل اتو رگرسیون همراه با جزء تصحیح خطای برداری (VEC) استفاده می‌گردد که در آن، قید مشترک صفر بودن همزمان وقفه‌های تفاضلی مختلف متغیرهای توضیحی (به عنوان فرضیه H_0) با روش والد [3] مورد آزمون قرار گیرد.

1. Trace
2. Maximum Eigen Value
3. Wald

شایان توجه است که فرضیه H۰ در اینجا، بدین معناست که متغیر سمت راست "موجب" متغیر وابسته نیست (وقفه‌های مختلف یک متغیر توضیحی به طور همزمان متغیر وابسته را تبیین نمی‌کند). بنابراین، رد فرضیه H۰ بدین معناست که متغیر مزبور، "موجب" متغیر وابسته است.

مبانی نظری عوامل مؤثر بر صادرات غیرنفتی

در روش همگرایی، در آغاز باید رابطه نظری بین متغیرها تصریح گردند. مطابق مبانی نظری و واقعیات موجود در اقتصاد ایران، فرض می‌گردد که تابع صادرات غیرنفتی به صورت زیر تصریح شود:

$$\ln(CNOX) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(BMER)_t + \gamma_2 \ln(NOV)_t + \gamma_3 \ln(OPEN)_t + \gamma_4 DUM + \varepsilon_t \qquad (۱۲)$$

به طوری که :

Pw = شاخص تعدیل قیمتی محصول ناخالص داخلی کل جهان (۱=۱۳۶۱)

NOX$ = صادرات غیرنفتی جاری (میلیون دلار)

CNOX$= $\frac{NOX\$}{Pw}$ = صادرات غیرنفتی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱(میلیون دلار)

BMER = نرخ ارز (دلار) در بازار آزاد (ریال)

NOV = مجموع ارزش افزوده در بخشهای کشاورزی، معدن، صنعت، حمل و نقل و ارتباطات، به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱(میلیارد ریال)

OPEN = شاخص میزان باز بودن اقتصاد که به صورت $\frac{\text{مجموع واردات}}{\text{محصول ناخالص داخلی}}$ محاسبه شده است.

Pd = شاخص تعدیل قیمت محصول ناخالص داخلی ایران (۱=۱۳۶۱)

DUM = متغیر مجازی است که مقدار آن برای کلیه سالها صفر است به جز برای سالهای ۱۳۶۰-۱۳۶۴ که مقدار آن برابر یک می‌باشد.

ln = لگاریتم طبیعی

در معادله (۱۲) صادرات غیرنفتی در وهله اول تابع مثبتی از نرخ ارز در بازار آزاد (BMER)

است، بدین معنا که با افزایش این نرخ، ریال بیشتری از یک دلار صادرات کالا عاید صادرکنندگان می‌گردد. نمودار ۱، رابطه موجود بین نرخ ارز در بازار سیاه و قیمتهای نسبی ($\frac{Pd}{Pw}$) را در طول سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۴ نشان می‌دهد. می‌بینیم که رابطه مستقیم و تقریباً یک به یکی بین BMER و $\frac{Pd}{Pw}$ وجود دارد. این رابطه، تا حدی بیانگر صادق بودن نظریه برابری قدرت خرید[1]، که همانا رابطه بلندمدت بین نسبت قیمتها و نرخ ارز در یک اقتصاد بازاست، در ایران است. البته شیوا و خیابانی (۱۳۷۲) نیز با کاربرد روش همگرایی، به نتیجه مشابهی دست یافته‌اند. این دو، نتیجه می‌گیرند که رابطه بلندمدتی بین نرخ ارز و نسبت قیمتها وجود دارد، اما در مورد رابطه علت و معلولی، نتایج تجربی آنها نشانگر این است که این رابطه از طرف نسبت قیمتهابه نرخ ارز بوده است و نه بر عکس. البته در این مطالعه نیز آزمون یوهانسن در مورد وجود همگرایی بین این دو متغیر انجام شده است که نتایج شیوا و خیابانی را تأیید می‌کند (نگاه کنید به جدول ۵ در بخش پیوست). اگر چه باید توجه داشته باشیم که این دو پژوهشگر از آمار ماهانه بین سالهای ۱۳۶۱-۱۳۷۳ استفاده کرده‌اند، اما این مطالعه، آمار سالانه ۱۳۳۸-۱۳۷۴ را به کار می‌برد.

با توجه به اینکه در بلندمدت تقریباً رابطه یک به‌یکی بین BMER و $\frac{Pd}{Pw}$ وجود دارد (نگاه کنید به جدول ۵ در بخش پیوست که روش یوهانسن را در مورد همگرایی بین این دو متغیر استفاده می‌کند و درآن ضریب شیب همگرایی ln(BMER) روی $\ln(\frac{Pd}{Pw})$ برابر تقریباً یک می‌باشد). می‌توان متغیر BMER را به عنوان متغیر ابزاری برای متغیر $\frac{Pw}{Pd} = \frac{1}{\frac{Pd}{Pw}}$ نیز در معادله(۱۲) انتخاب و توجیه نمود.

عامل مهم دیگری که می‌تواند صادرات غیرنفتی را تحت تأثیر قرار دهد، میزان محصول داخلی کالاهای تجاری[2] است. با توجه به ساختار موجود اقتصاد ایران، کالاهای صادراتی غیرنفتی، محدود به بخشهای کشاورزی، معدن، صنعت، حمل و نقل و ارتباطات است. بدین روی، به جای کل محصول ناخالص داخلی، فقط مجموع ارزش افزوده در بخشهای مزبور را به عنوان عامل مؤثر در تابع صادرات غیرنفتی تصریح کرده‌ایم که با علامت مورد انتظار مثبت به طور مستقیم می‌تواند صادرات غیرنفتی را افزایش دهد. نکته مهم دیگر این است که گذار از مبانی نظری معادله صادرات غیرنفتی به نتایج تجربی آن با آزمون و ملاحظه متغیرهای توضیحی متعددی

1. Purchasing Power Parity (PPP)
2. Tradable Goods

صورت گرفته است. در این میان، متغیر مصرف خصوصی نیز مورد آزمون قرار گرفته است، زیرا عده‌ای بر این عقیده‌اند که افزایش مصرف می‌تواند در صورت ثبات دیگر عوامل، موجبات کاهش صادرات غیرنفتی را فراهم آورد. به هر حال، با ملحوظ نمودن متغیر مزبور به صورتهای مختلف در معادله (۱۲) مشخص گردیده که متغیر مزبور معنادار نیست، و بدین روی، از معادله مزبور حذف گردید.

شاخص میزان باز بودن[1] اقتصاد که به صورت نسبت واردات کل به محصول ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود، یکی دیگر از عوامل مؤثر برصادرات غیرنفتی در ایران فرض شده است. در کشور ما، در بسیاری از موارد، صادرات غیرنفتی با واردات، در طول دوره مورد بررسی، حالت امانی و پایاپای داشته است. به دیگر سخن، صادرات غیرنفتی در مقابل واردات کالاهای مشخصی صورت می‌گیرد. بر پایه این واقعیت اقتصادی، هرگاه این شاخص افزایش یابد، احتمال اینکه صادرات غیرنفتی نیز افزایش یابد، وجود دارد. توجیه دیگری که بین وجود رابطه مستقیم این شاخص و صادرات غیرنفتی می‌باشد، این است که در تولید برخی از کالاهای صادراتی، به‌ویژه کالاهای صنعتی، واردات نقش تعیین‌کننده‌ای دارد. حال هرقدر اقتصاد بسته‌تر باشد یا واردات واسطه‌ای و سرمایه‌ای محدودتر گردد، تولید داخلی، و در نتیجه، صادرات، بیشتر ضربه خواهد خورد، خاصه اینکه حدود دو سوم کل واردات را واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای تشکیل می‌دهد. بنابراین مطابق این فرضیه اقتصادی، علامت مورد انتظار شاخص بازبودن اقتصاد در بردار همگرایی مثبت است. نکته دیگر این است که چرا نسبت مجموع صادرات و واردات (کل تجارت خارجی) را به محصول ناخالص داخلی به عنوان شاخص بازبودن اقتصاد تعریف نکرده‌ایم؟ در پاسخ به این پرسش احتمالی، باید اذعان داشت که اصولاً بخش عمده‌ای از صادرات کل را صادرات نفت و گاز تشکیل می‌دهد که می‌تواند طبق نظریه بیماری هلندی[2] اثر منفی[3] بر صادرات غیرنفتی بگذارد. بنابراین، برای جدا نمودن این دو نیرو (صادرات نفت و گاز و واردات کل) که در جهت مخالف صادرات غیرنفتی را تحت تأثیر قرار می‌دهند، شاخص مزبور (OPEN) به صورت نسبت واردات کل به محصول ناخالص داخلی تعریف شده است.

متغیر مجازی DUM نیز در مدل وارد شده است تا کاهش محسوس صادرات غیرنفتی را در

1. Openness Index
2. Dutch Disease
3. Adverse Effect

طول سالهای ۱۳۶۰-۱۳۶۴ در نظر بگیرد. با ملاحظهٔ نمودارهای ۲ و ۳ در بخش پیوست، مشاهده می‌شود که صادرات غیرنفتی در طول این سالها، هم به قیمت جاری و هم به قیمت ثابت، به علت مشکلات ناشی از جنگ تحمیلی، کاهش محسوسی داشته است و چاله‌ای را ایجاد کرده است.

نتایج تجربی

پیش از هر چیز، باید آزمون دیکی و فولر (ADF) را در تعیین درجه همگرایی هریک از متغیرها مورد استفاده قرار دهیم. با استفاده از آمارهای سالانه ۱۳۳۸-۱۳۷۴، نتایج این آزمون در جدول ۱ خلاصه شده است.

جدول ۱. نتایج تجربی آزمون ADF برای تعیین درجه همگرایی متغیرهای استفاده‌شده

متغیر	آماره ADF	تعداد وقفه بهینه در معادل ADF(P)	درجه همگرایی
Ln(CNOX$)	-۲/۳۰۷	۱	I(۱)
ΔLn(CNOX$)	-۴/۲۸*	۰	I(۰)
Ln(BMER)	-۱/۱۵	۰	I(۱)
ΔLn(BMER)	-۴/۹۹*	۰	I(۰)
Ln(NOV)	-۰/۷۹	۰	I(۱)
ΔLn(NOV)	-۴/۶۸*	۰	I(۰)
Ln(OPEN)	-۲/۵۷	۱	I(۱)
ΔLn(OPEN)	-۳/۸۰*	۰	I(۰)
$Ln(\frac{Pd}{Pw})$	-۱/۱۸	۱	I(۱)
$\Delta Ln(\frac{Pd}{Pw})$	-۴/۹۳*	۰	I(۰)

توجه : ۱) ضابطه‌اطلاعاتی‌شوارتز در تعیین‌تعداد وقفه‌های‌بهینه‌در معادله ADF مورداستفاده قرارگرفته است.

۲) علامت * نشانگر رد فرضیه H۰ (وجود ریشه واحد در متغیر مورد نظر) می‌باشد.

(مقادیر بحرانی مکینون (Mackinnon) در سطح ۱٪ و ۵٪ به ترتیب، برابرند با ۴/۲۴- و ۳/۵۴-).

جدول ۱ نشان می‌دهد که هر ۵ متغیر مورد استفاده در این مطالعه، دارای درجه همگرایی یک یا (۱) I هستند و پس از یک بار تفاضل‌گیری ساکن می‌شوند.

حال با استفاده از معادله (۱۲) که در قسمت قبل تصریح گردید، باید روش یوهانسن را در مورد به دست آوردن رابطه بلندمدت[1] و رابطه پویای کوتاه‌مدت[2] موجود بین "صادرات غیرنفتی" و سه متغیر "نرخ ارز در بازار آزاد"، "ارزش افزوده در بخشهای کشاورزی، معدن، صنعت، حمل و نقل و ارتباطات" و "شاخص باز بودن اقتصاد" استفاده نمود. مطابق آزمون همگرایی یوهانسن، وجود فقط یک بردارهمگرایی بین این "چهار متغیر" تأیید می‌شود. نتایج تجربی آزمون همگرایی و تخمین مدل تصحیح خطای برداری (VEC) به ترتیب، در جدولهای ۲ و ۳ ارائه گردیده است. همان طوری که می‌بینید هر سه متغیر OPEN , NOV, BMER در رابطه بلندمدت، نه تنها علایم مورد انتظار را دارند، بلکه از نظر اقتصاد سنجی معنادار نیز می‌باشند (توجه داشته باشید که علامت ضریبهای این سه متغیر، پس از انتقال به سمت راست معادله عوض می‌شود). اثر بازخورد (اثر تعدیل) همان طوری که در مدل پویای کوتاه‌مدت در جدول ۳ می‌بینید، برابر ۵۲ درصد است. بدین معناست که ۵۲ درصد عدم تعادل ایجاد شده بین مقادیر صادرات غیرنفتی از روند بلندمدت آن هر سال از بین می‌رود.

همچنان که پیشتر گفتیم، هنگامی که وجود یک بردار همگرایی بین چندین متغیر تأیید می‌گردد می‌توان روش دو مرحله‌ای انگل-گرنجر را نیز به کار گرفت. در مرحلهٔ اول، روش همگرایی انگل-انجر درجه همگرایی (انباشتگی) متغیرها تعیین می‌گردد. نظر به اینکه هر چهار متغیر در معادله (۱۲) دارای درجهٔ همگرایی یک [یا (۱) I] هستند، می‌توان در مرحلهٔ دوم معادله (۱۲) را با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زد. نتایج تجربی به دست آمده، در زیر، ارائه شده است:

$$\ln\left(\frac{NOV\$}{Pw}\right)_t = ۱/۲۱۷ + ۰/۲۸۷ \ln(BMER)_t + ۰/۵۷۶ \ln(NOV)_t + ۰/۴۱۹ \ln(OPEN)_t - ۱/۰۱۹\, DUM_t$$

t: (۱/۴۰) (۵/۱۶) (۴/۵۴) (۳/۵۳) (-۸/۲۰)

$\bar{R}^2 = ۰/۸۹$ F = ۷۰ جملات خطا ADF آمارهٔ = -۳/۳۰

1. Long - Run Relationship. 2. Short - Run Dynamics

جدول ۲. نتایج تجربی آزمون همگرایی یوهانسن در تبیین رابطهٔ بلندمدت بین صادرات غیرنفتی و سه متغیر نرخ ارز در بازار آزاد، ارزش افزوده کالاهای تجاری و شاخص باز بودن اقتصاد

Sample: 1338 1374
Included observations: 33
Test assumption: Linear deterministic trend in the data
Series: LOG(NOX$/PW) LOG(BMER) LOG(NOV) LOG(OPEN)
Exogenous series: DUM
Warning: Critical values were derived assuming no exogenous series
Lags interval: 1 to 2

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.687036	63.37238	47.21	54.46	None **
0.392910	25.03735	29.68	35.65	At most 1
0.196695	8.567794	15.41	20.04	At most 2
0.039795	1.340093	3.76	6.65	At most 3

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

LOG(NOX$/PW	LOG(BMER)	LOG(NOV)	LOG(OPEN)
-0.860812	0.329730	0.409684	0.688552
0.066910	-0.035879	-0.042235	-0.865179
-0.383449	0.196021	-0.459975	0.738422
0.206462	0.290590	-0.499918	-0.011053

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

LOG(NOX$/PW	LOG(BMER)	LOG(NOV)	LOG(OPEN)	C
1.000000	-0.383045	-0.475927	-0.799887	-2.025619
	(0.05092)	(0.10342)	(0.12723)	
Log likelihood	185.6920			

توجه: ضابطه اطلاعاتی شوارتز در تعیین تعداد بهینه وقفه در مدل مورد استفاده قرار گرفته است.

جدول ۳. نتایج تجربی تخمین مدل تصحیح خطای برداری (VEC) صادرات غیرنفتی

Sample(adjusted): 1342 1374 Included observations: 33 after adjusting endpoints t-statistics in parentheses	
Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(NOX$(-1)/PW(-1))	1
LOG(BMER(-1))	-0.383045 (-7.52266)
LOG(NOV(-1))	-0.475927 (-4.60167)
LOG(OPEN(-1))	-0.799887 (-6.28710)
C	-2.025619
Error Correction:	D(LOG(NOX$/PW))
CointEq1	-0.747706 (-5.46663)
D(LOG(NOX$(-1)/PW(-1)))	0.241871 -1.80127
D(LOG(NOX$(-2)/PW(-2)))	0.268986 -1.77482
D(LOG(BMER(-1)))	-0.426419 (-2.36702)
D(LOG(BMER(-2)))	-0.065683 (-0.34692)
D(LOG(NOV(-1)))	0.385833 -0.58473
D(LOG(NOV(-2)))	-1.55477 (-2.72804)
D(LOG(OPEN(-1)))	-0.241724 (-1.62335)

ادامه جدول ۳

D(LOG(OPEN(-2)))	-0.183219 (-1.08526)
C	0.23736 -3.73123
DUM	-0.656934 (-4.42700)
R-squared	0.747172
Adj. R-squared	0.63225
Sum sq. resids	0.555429
S.E. equation	0.158892
Log likelihood	20.56977
Akaike AIC	-3.417856
Schwarz SC	-2.91902
Mean dependent	0.061626
S.D. dependent	0.262015
Determinant Residual Covariance	8.31E-09
Log Likelihood	185.692
Akaike Information Criteria	-17.8783
Schwarz Criteria	-17.33411

بنابراین، با توجه به اینکه تمام متغیرها در معادلهٔ فوق I(۱) بوده و جملات خطای به دست آمده نیز I(۰) است، می‌توان نتیجه گرفت که روش همگرایی انگل-گرنجر نیز همچون روش یوهانسن وجود یک رابطهٔ بلندمدت بین صادرات غیرنفتی و چهار متغیر سمت راست را تأیید می‌کند.

نظر به اینکه تمام متغیرها در شکل لگاریتمی وارد مدل می‌شوند، ضریبهای تخمین‌زده شده، در واقع، میزان کششها را نشان می‌دهد، بدین مفهوم که در بلندمدت اگر نرخ ارز در بازار آزاد ۱۰ درصد افزایش یابد، صادرات غیرنفتی ۲/۹ درصد افزایش خواهد داشت. همچنین اگر ارزش افزوده (NOV) و شاخص باز بودن اقتصاد (OPEN) نیز ۱۰ درصد افزایش یابد، صادرات غیرنفتی، به ترتیب، معادل ۵/۸ درصد و ۴/۲ درصد افزوده خواهد شد. همان طور که می‌بینید، مطابق این نتایج می‌توان سیاستهای تحدید واردات را در طول سالهای ۱۳۷۴ تا اوایل ۱۳۷۶ به‌عنوان یکی از عوامل مهم کاهش صادرات غیرنفتی ذکر نمود.

در مرحله بعد می‌توانیم آزمون جدید علیت انگل - گرنجر را بااستفاده از رابطه پویای کوتاه‌مدت برای هر یک از سه متغیر OPEN , NOV, BMER انجام دهیم. همان طور که پیشتر توضیح دادیم، برای مثال، اگر بخواهیم آزمون کنیم که NOV موجب CNOX$ می‌شود (NOV → CNOX$) یا نه، باید فرضیه H۰ را تشکیل دهیم. فرضیه H۰ مبین این است که ضریبهای تخمین زده شده برای وقفه‌های متعدد متغیر مورد نظر (NOV_{t-1}، NOV_{t-2}، NOV_{t-3}) در رابطه پویای کوتاه‌مدت، همگی به طور مشترک و همزمان برابر صفر هستند. بنابراین، فرضیه H۰ بدین معناست که NOV موجب CNOX$ نیست (NOV ↛ CNOX$) حال اگر فرضیه H۰ رد شود، می‌توانیم NOV را علت CNOX$ بدانیم. با استفاده از روش والد، نتایج آزمون علیت انگل - گرنجر برای هرسه متغیر مورد نظر را در جدول ۴ نشان داده‌ایم.

جدول ۴. نتایج تجربی آزمون علیت انگل - گرنجر

فرضیه H۰	Chi- Square	احتمال	نتیجه گیری
BMER ↛ CNOX$	۶/۱۸	۰/۰۴۶	رد H۰
NOV ↛ CNOX$	۸/۰۱	۰/۰۱	رد H۰
OPEN ↛ CNOX$	۶/۵۹	۰/۰۳۷	رد H۰

نتایج نشان می‌دهد که تغییر در هرسه متغیر OPEN , NOV, BMER "موجب" تغییردر CNOX$ می‌گردد. بنابراین، نه تنها رابطه بلندمدتی بین این سه متغیر با صادرات غیرنفتی در طول دوره مورد مطالعه وجود داشته است، بلکه همچنین از نظر "علیت" نیز تغییرات این متغیرها در پیش‌بینی تغییرات صادرات غیرنفتی از اهمیت برخوردارند. به بیان دیگر، پس از وقوع تغییرات در این سه متغیر، تغییرات در صادرات غیرنفتی رخ داده است. بدین ترتیب، هر سه متغیر "موجب" متغیر صادرات غیرنفتی هستند. اما باید توجه کنیم که عکس این رابطه علیت در این مطالعه مشاهده نشده است. یعنی آزمونهای انجام شده (اما گزارش نشده) نشان می‌دهد که صادرات غیرنفتی "موجب" این سه متغیر نیست.

نتیجه گیری

در این مطالعه، با استفاده از روشهای همگرایی انگل-گرنجر و یوهانسن، وجود یک رابطه بلندمدت بین صادرات کالاهای غیرنفتی و سه متغیر "نرخ ارز در بازار سیاه"، "مجموع ارزش افزوده کالاهای تجاری" و "شاخص باز بودن اقتصاد" مورد تأیید قرار گرفته است. مطابق آزمون علیت انگل و گرنجر، هریک از این سه متغیر می‌تواند صادرات غیرنفتی را تحت تأثیر قرار دهد. به ترتیب هر ۱۰ درصد افزایش در شاخص باز بودن اقتصاد، مجموع ارزش افزوده کالاهای تجاری و نرخ ارز در بازار سیاه (در ثبات وضعیتهای دیگر) می‌تواند صادرات غیرنفتی را معادل ۴/۲ درصد، ۵/۸ درصد و ۲/۹ درصد در بلندمدت افزایش دهد.

گفتنی است که بخش عمده‌ای از صادرات غیرنفتی، نظیر فرش، پسته و... به صورت امانی یا پایاپای مبادله می‌شود، و بنابراین، اجازه ورود کالا در مقابل صدور کالاهای نفتی نوعی تشویق برای آنها به شمار می‌آید. بدین روی، هرگونه محدودیت در مورد واردات می‌تواند صادرات غیرنفتی را کاهش دهد. از سوی دیگر، برخی از کالاهای صنعتی صادراتی نیاز به مواد اولیه و کالاهای واسطه دارند که اگر واردات آنها دچار مشکل و محدودیت شود، صادرات غیرنفتی از طریق کاهش تولید (مجموع ارزش افزوده در بخشهای تجاری) ضربه خواهد خورد. البته این نباید این طور تلقی شود که دولت باید واردات را کاملاً آزاد کند، بلکه برعکس، دولت باید در مورد کالاهای تجملی یا کالاهایی که امکان ساخت آنها به طور رقابتی در داخل وجود دارد، محدودیتهای لازم را اعمال نماید. از سوی دیگر، دولت می‌تواند برای ایجاد انگیزه و تشویق صادرکنندگان، سهمیه ارز تخصیصی به آنها را افزایش دهد، یا به طور غیرمستقیم، آنها را مورد حمایتهای خاص خود قرار دهد. در این زمینه، وزارت بازرگانی (۱۳۷۶) پیشنهاد می‌کند که سهمیه ارزی صادرکنندگان، برای مثال در مورد کالاهای کشاورزی نظیر زعفران، پسته و خرما، از ۳۰ درصد به ۵۰ درصد افزایش یابد.

همچنین با توجه به اثر مثبت نرخ ارز در بازار آزاد بر صادرات غیرنفتی، می‌توان چنین نتیجه گرفت که دولت با گرایش تدریجی به پذیرش نرخ شناور مدیریت شده با قواعد بازار و استفاده از ذخایر ارز در جهت تثبیت نرخ مذکور، در یک محدوده قابل قبول، بر ثبات بازار ارز اثر گذاشته و زمینه روانی لازم را برای افزایش تولید و صادرات فراهم آورد.

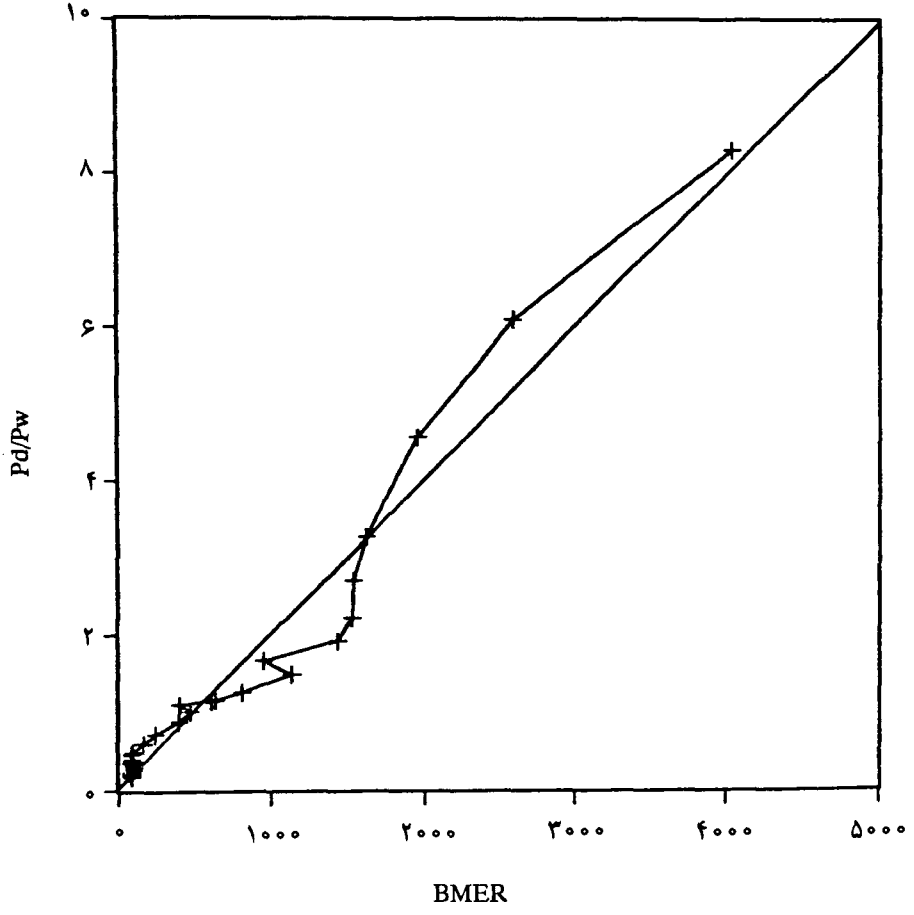
بنابراین، افزایش نرخ رشد اقتصادی، به تنهایی، در افزایش صادرات غیرنفتی کافی نیست یا

نمی‌تواند پایدار باشد، زیرا همان طور که از سال ۱۳۷۳ تا کنون (۱۳۷۶) دیده‌ایم، محدودیتهای وارداتی و تثبیت مصنوعی و اجباری نرخ ارز، وضع راطوری کرده است‌که صادرات‌این‌گونه کالاها در سالهای ۱۳۷۴ و ۱۳۷۵ هنوز به طور محسوسی پایین‌تر از سطح سالهای ۱۳۷۲ و ۱۳۷۳ است.

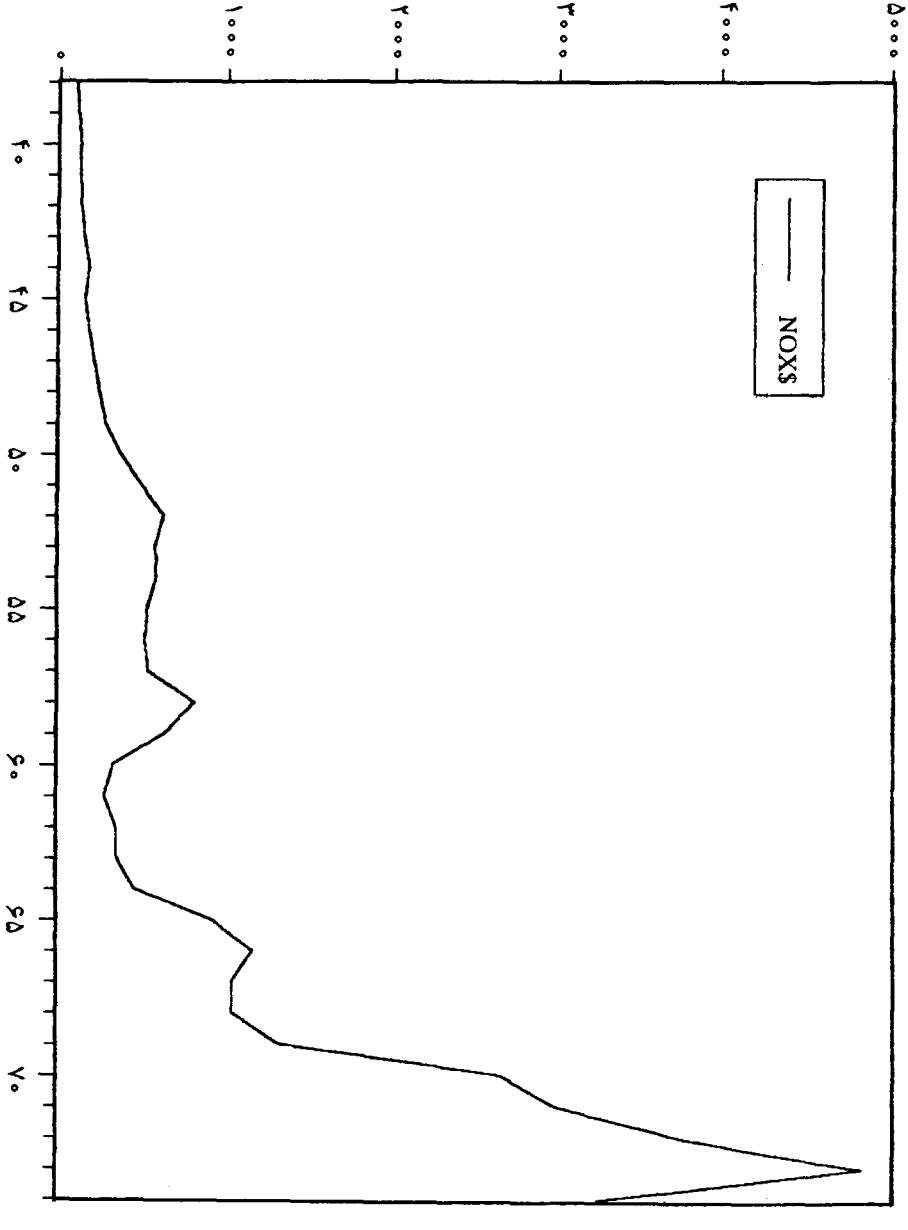
پیوست

نمودار ۱. نمودار پراکندگی بین نرخ ارز در بازار آزاد و نسبت قیمتهای داخلی به قیمتهای جهانی

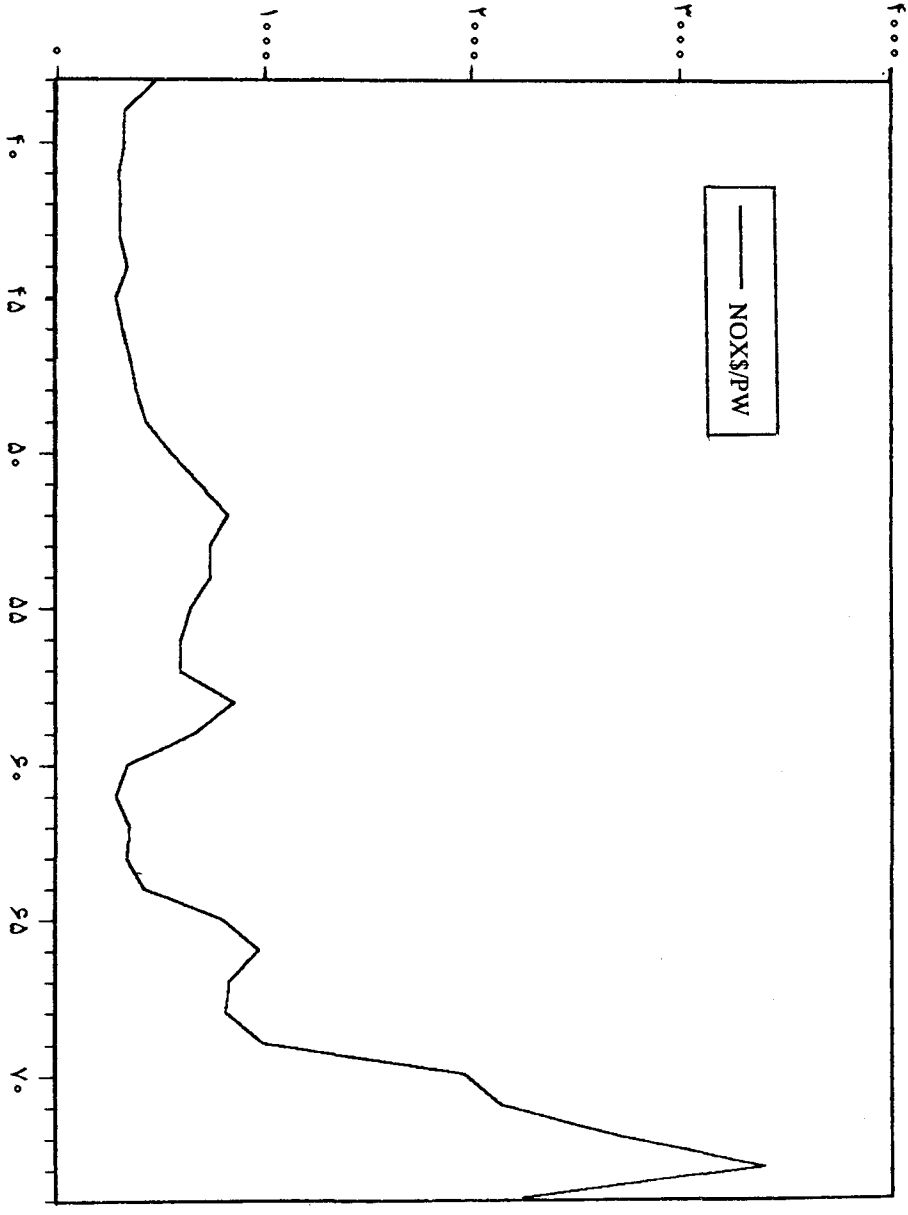
(ارقام: هر دلار برحسب ریال - نسبت قیمتها ۱ = ۱۳۶۱)



نمودار ۲. صادرات غیرنفتی دلاری به قیمت جاری در طول سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۴
(به میلیون دلار)



نمودار ۳. صادرات غیرنفتی دلاری به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱ در طول سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۴ (به میلیون دلار)



جدول ۵. نتایج تجربی کاربرد روش همگرایی یوهانسن در تبیین رابطهٔ بلندمدت بین نرخ ارز در بازار آزاد و نسبت قیمتها در تأیید نظریه PPP

Sample: 1343 1374
Included observations: 32 after adjusting endpoints
Standard errors & t-statistics in parentheses

Cointegrating Eq:	CointEq1
ln(BMER)	1.000000
ln(Pd/Pw)	-0.999989 (0.15009) (-6.66266)
T	-0.055428 (0.01881) (-2.94736)
C	-4.871761

جدول ۶. آمارهای سری زمانی سالانه مورد استفاده در مطالعه (۱۳۳۸-۱۳۷۴)

سال	صادرات غیرنفتی (میلیون دلار- جاری)	صادرات غیرنفتی (میلیون دلار ثابت)	Pw	Pd	Pd/Pw	NOV	BMER	OPEN
1338	102.60	471.58	0.218	0.128	0.590	909.5	NA	0.152
1339	111.40	317.14	0.351	0.127	0.362	990.9	89.8	0.145
1340	127.90	323.28	0.396	0.124	0.314	1004.6	96.5	0.136
1341	125.00	291.84	0.428	0.123	0.288	1021.1	98.4	0.117
1342	138.00	300.34	0.459	0.120	0.262	1061.7	97.6	0.108
1343	153.00	299.23	0.511	0.122	0.238	1092.6	87.3	0.142
1344	181.00	336.46	0.538	0.119	0.222	1231.2	87.3	0.147
1345	157.00	277.43	0.566	0.118	0.208	1280.6	84.4	0.157
1346	182.00	309.94	0.587	0.113	0.193	1402.7	82.5	0.174
1347	217.00	350.47	0.619	0.116	0.188	1570.6	83.1	0.189
1348	245.00	375.50	0.652	0.114	0.175	1674.3	85.1	0.197
1349	286.00	423.64	0.675	0.114	0.168	1747.4	85.9	0.204
1350	379.00	542.15	0.699	0.124	0.178	1864.6	85.3	0.204
1351	498.00	680.00	0.732	0.133	0.182	2109.4	82.9	0.206
1352	635.00	817.98	0.776	0.175	0.225	2162.2	75.8	0.195
1353	582.00	733.36	0.794	0.278	0.350	2513.4	73.6	0.223
1354	592.00	736.08	0.804	0.293	0.365	2815.7	74.4	0.334
1355	540.00	637.64	0.847	0.338	0.399	3179.5	79.6	0.272
1356	523.00	592.42	0.883	0.403	0.456	3182.0	80.0	0.280
1357	543.00	591.00	0.919	0.445	0.485	3455.7	91.1	0.209
1358	812.00	849.32	0.956	0.568	0.594	3942.8	159.5	0.149
1359	645.00	658.15	0.980	0.701	0.716	3723.9	234.2	0.164
1360	340.00	341.36	0.996	0.873	0.876	3636.9	395.0	0.157
1361	284.00	284.00	1.000	1.000	1.000	3716.7	475.0	0.119
1362	357.00	348.19	1.025	1.123	1.095	3791.3	403.6	0.138
1363	361.00	335.53	1.076	1.236	1.149	3874.5	610.7	0.108
1364	465.00	416.72	1.116	1.294	1.159	4167.7	639.6	0.080
1365	916.00	793.44	1.154	1.460	1.265	4050.1	815.2	0.058
1366	1161.00	967.71	1.200	1.796	1.497	4002.4	1134.6	0.048
1367	1036.00	825.94	1.254	2.100	1.674	3705.1	954.2	0.079
1368	1044.00	804.97	1.297	2.503	1.930	3757.8	1431.3	0.129
1369	1312.00	985.31	1.332	2.968	2.229	4090.5	1525.8	0.185
1370	2649.00	1956.14	1.354	3.669	2.710	4327.1	1535.2	0.195
1371	2988.00	2135.10	1.399	4.584	3.275	4663.7	1624.5	0.185
1372	3747.00	2700.59	1.387	6.344	4.572	5068.4	1968.8	0.229
1373	4831.00	3405.93	1.418	8.632	6.086	5186.2	2602.2	0.177
1374	3234.00	2231.36	1.449	12.043	8.310	5298.9	4049.3	0.125

منابع

الف) فارسی

شیوا، رضا، و خیابانی، ناصر (۱۳۷۲). *آزمون برابری قدرت خرید (PPP) در ایران - روش هم‌انباشتگی برداری* Vector - Cointegration. پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱.

مؤسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه (۱۳۷۵). سیستم پیش پردازش داده‌ها PDS: *نرم‌افزار بانک اطلاعاتی سری زمانی آمارهای اقتصادی*. شرکت تعاونی پژوهشیار.

وزارت بازرگانی (۱۳۷۶). نگاهی به صادرات غیرنفتی در سال ۱۳۷۵. اداره کل نظارت به واردات و صادرات.

ب) انگلیسی

Charemza , W . W; and Deadman , D. (1992). *New Directions in Econometric Practice.* Aldershot : Edward Elgar.

Cuthbertson , K, Hall, S,B.; and Taylor , M.P. (1992). *Applied Econometric Techniques.* Michigan : Ann Arbor.

Dickey , D.A.; and W.A. Fuller (1979). Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association.* 74, pp. 427-31.

Dickey , D.A.; and W.A. Fuller (1981). Likelihood ratio Statistics for Autoregressive Series with Unit Root. *Econometrica,* 49,pp. 1057-72.

Enders , W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York : John Wiley & Sons.

Engle , L.F.; and C.W.J. Grager, C.W.J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation , Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, pp. 251-76.

Granger , C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross - Spectral Methods. *Econometrica* , 37, pp. 24 - 36.

Hall , S. G. (1989). "Maximum Likelihood Estimation of Cointegration Vectors : an Example of the Johansen Procedure, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* , 51, pp.213-19.

Johansen , S.; and Juselius, K . (1990). Maximum Likelihood Estimation and Infernce on Cointegration with Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp.169-210.

Johansen , S.(1991). Estimation and hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica,* 59, pp. 1551-80.

Johansen , S.(1989). Likelihood Based Inferences on Cointegration, Theory and Applications. *Cento Interuniversitario di Econometrica (CIDE),* Bologna.

Johansen , S.(1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control,* 12, pp.231-54.

Kalirajan , K.P.(1995). *Applied Econometrics*. Lebanon : Science Publishers.

Mackinnon , J.G.(1991). Critical Values for Cointegration Tests, in Engle R.F.; and Granger C.W.J. (eds.). *Long - Run Economic Relationships*. Oxford: Oxford University Press.

Phillips,P.; and Perron , P.(1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrica,* 75,pp. 335 - 46.