نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۵، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۰، ص. ۲۸۳-۲۷۵

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 25, No. 3, Fall 2011, P. 275-283

بررسی تأثیر نوسانات صادرات نفت بر رشد بخش کشاورزی در ایران

مهدی پیری[1*]- ابراهیم جاودان [2]- سجاد فرجی دیزجی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۱۱/۱۰
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۸/۱

چکیده

درآمدهای حاصل از فروش نفت سهم قابل ملاحظه‌ای در درآمد دولت و تولید ناخالص داخلی در ایران دارد. با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در رشد اقتصادی، توسعه روستایی و افزایش رفاه خانوارهای روستایی، بی‌شک مواجه شدن با شوک‌های غیرقابل انتظار و زودگذر در امر صادرات نفت تأثیراتی را بر بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش کشاورزی خواهد گذاشت. بر همین اساس در این مقاله با پیروی از مدل فدر (۱۹۸۲) و با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (*ARDL*) به بررسی اثر بی‌ثباتی صادرات نفت بر رشد بخش کشاورزی در طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۰ پرداخته شده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد رابطه بلند مدت و همجمعی میان متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی و سایر متغیرهای لحاظ شده در مدل وجود داشته و تأثیرات شاخص بی‌ثباتی صادرات نفت به عنوان یک متغیر جدید در کنار سایر متغیرها، بر روی ارزش افزوده بخش کشاورزی منفی و معنی‌دار بوده است.

واژه‌های کلیدی: کشاورزی، نوسانات صادرات نفتی، همگرایی، الگوی *ARDL*

طبقه بندی JEL: C_{22} , Q_1 ,O_{13}

مقدمه

مطالعه درباره نفت در ایران و تأثیرات آن بر بخش‌های دیگر اقتصادی مسئله‌ای بسیار مهم و گسترده است که در حوزه‌های دیگر مانند جامعه‌شناسی، علوم سیاسی و حتی مسائل فنی نیز گسترش یافته است. این مسئله به دلیل اهمیت این بخش از اقتصاد ملی و تأثیرپذیری آن از جهان اطراف در شرایط بحرانی و حتی غیربحرانی است. تأثیرات و نوسانات قیمت نفت امروزه برای هر ایرانی مهم است. بسیاری از روابط جاری و عادی در اقتصاد کشور متأثر از اخبار حاصل از تعیین قیمت نفت کشور است. بسیاری از بازرگانان و تجار در شرایطی که ممکن است آشنایی مختصری از روابط کلان اقتصادی نداشته باشند، چشم به قیمت نفت دوخته‌اند و ممکن است خرید و فروش کالا را با نیم نگاهی به قیمت نفت تنظیم نمایند. این مسئله نشان‌دهنده حساسیت ملت به مسئله نفت است. لذا مطالعه درباره آن از اهمیت زیادی برخوردار است (۲).

برخی از مطالعات رابطه بین بی‌ثباتی صادرات و رشد اقتصادی را با استفاده از داده‌های مقطعی برای کشورهای در حال توسعه مورد تحلیل قرار داده‌اند. مشکل عمده کار با داده‌های مقطعی در مقایسه با داده‌های سری زمانی آن است که مطالعات مبتنی بر این نوع داده‌ها، مقدار متوسط اثرات را برآورد کرده و هیچ گونه اطلاعات بیشتری ارائه نمی‌نمایند. در سال‌های اخیر با بهره گیری از داده‌های سری زمانی به بررسی چنین رابطه‌ای پرداخته شده است که می توان به مطالعات لاو (۱۲) و ویلسون (۲۲) اشاره نمود. اما در تمامی موارد از جمله دو مطالعه اخیر در رابطه با بررسی ایستایی داده‌ها تحلیلی انجام نشده است و این احتمال وجود دارد که رگرسیون‌های برآوردی در این مطالعات رگرسیون ساختگی باشد. در رابطه با تأثیر بی‌ثباتی صادرات نفت بر رشد اقتصادی مطالعات متعددی در داخل و خارج صورت گرفته است، اما مطالعاتی که تأثیرات این بی‌ثباتی را بر بخش‌های مختلف اقتصاد از جمله بخش کشاورزی به طور مجزا بررسی نماید به چشم نمی‌خورد. در برخی از مطالعات یک رابطه مثبت میان رشد اقتصادی و بی‌ثباتی صادرات به دست آمده است، در حالی که در برخی دیگر رابطه‌ای منفی و معدودی نیز به هیچ رابطه‌ای نرسیده

۱- دانشجوی سابق کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل
(*- نویسنده مسئول: Email:agricultural_econ@yahoo.com)
۲- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز
۳- دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس

Archive of SID
www.SID.ir

است. مک بین (۱۳) از اولین کسانی است که به یک رابطه مثبت بین بی‌ثباتی صادرات و رشد اقتصادی رسیده است. کاندسن و پارنز (۱۱) نیز با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۸ کشور در حال توسعه و در طی دوره ۱۹۵۸–۱۹۶۸ به همین نتیجه رسیدند. گلزکوز (۸)، ازلر و هاریگن (۱۶) و ویوواداس (۲۳) با انجام مطالعاتی یک رابطه منفی را بین بی‌ثباتی صادرات و رشد اقتصادی بدست آوردند. موران (۱۵) با استفاده از داده‌های مقطعی ۳۰ کشور رابطه بین بی‌ثباتی صادرات و رشد اقتصادی را مطالعه کرده است. وی با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۹۷۵–۱۹۷۴ از چندین روش برای اندازه‌گیری بی‌ثباتی صادرات استفاده کرده است. او متوجه شده است که نتایج به دوره مورد بررسی بسیار حساس بوده و نمی‌توان یک نتیجه‌گیری کلی ارائه کرد. سینها (۲۱) به رابطه میان بی‌ثباتی صادرات، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در ۹ کشور آسیایی با استفاده از سری زمانی پرداخته است. وی با استفاده از روش سنتی فدر (۱۹۸۳) نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را تابعی از نیروی کار، سرمایه، صادرات کالا و خدمات و متغیر بی‌ثباتی صادرات در نظر گرفته است. اما در ایران نیز، ابریشمی و محسنی (۱) به بررسی رابطه میان نوسانات صادرات نفتی و رشد اقتصادی در دوره ۱۳۴۵– ۱۳۷۵ پرداخته‌اند. در این تحقیق، بر اساس الگوی رشد فدر مبتنی بر رویکرد هم‌انباشتگی سیستمی جوهانسون (۱۰) به بررسی اثرات حاصل از بی‌ثباتی صادرات نفت پرداخته شده است. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که بی‌ثباتی صادرات نفتی در بلندمدت اثری بر تولید ناخالص داخلی نداشته است بلکه این اثر در کوتاه‌مدت ظاهر می‌شود.

مطالعه حاضر نیز با بهره‌گیری از روش‌های نوین اقتصادسنجی در قالب همجمعی و با استفاده از رهیافت خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده[1] $(ARDL)$، به بررسی رابطه میان بی‌ثباتی در صادرات نفت و رشد بخش کشاورزی در ایران طی دوره زمانی۱۳۸۶–۱۳۵۰ می‌پردازد.

مبانی نظری

صادرات نفت در کشورهای نفت‌خیزی چون ایران، سهم قابل ملاحظه‌ای در وضعیت کلی اقتصاد و زیربخش‌های آن از جمله بخش کشاورزی دارد. این درآمدها از سویی سهم عمده‌ای از نیازهای ارزی کشور را تأمین می‌کند و از سوی دیگر تأمین‌کننده اصلی مخارج دولت است. اصولاً در چنین کشورهایی برنامه‌ریزی توسعه نیاز شدید به چنین درآمدهایی دارد و پیشبرد اهداف معین شده در راستای توسعه کشور بر وجود این منابع درآمدی استوار است.

تحقق نیافتن درآمدهای از قبل پیش‌بینی‌شده می‌تواند قسمتی از برنامه‌های توسعه را تعطیل نماید و کشور را از دست‌یابی به نرخ‌های رشد تعیین شده در بخش‌های مختلف محروم نماید. در چنین شرایطی بی‌ثباتی و در نتیجه وجود نوسان در صادرات نفت با رشد کل اقتصادی و در نتیجه رشد بخش‌های مختلف از جمله بخش کشاورزی رابطه‌ای منفی پیدا می‌کند. از سوی دیگر ممکن است در شرایطی این رابطه مثبت گردد. هرگاه عامل بی‌ثباتی به یک شرایط نااطمینانی منجر گردد که سبب کاهش مصرف و در مقابل افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری شود، نتیجه آن رشد اقتصادی در بخش‌های مختلف خواهد بود.

افزایش درآمدهای نفتی بیش از مقادیر پیش بینی شده (که روند با ثبات تعریف می شود) نیز، ممکن است نتایج متفاوتی به دنبال داشته باشد. مازاد درآمدهای ایجاد شده می‌تواند به افزایش توان اقتصاد کشور منجر گردد و به طرح‌ها و برنامه‌هایی اختصاص یابد که به توسعه بیشتر کشور بیانجامد و از سوی دیگر، ممکن است کشور را به دام برنامه‌های بلند پروازانه گرفتار نماید و سبب شود که عدم تعادل‌های اقتصادی نظیر کسری بودجه، عدم تعادل تراز پرداخت‌ها، کسری بازرگانی خارجی و حتی شکاف سرمایه‌گذاری پس انداز بیشتر گردد (۴).

بررسی شاخص‌های بی‌ثباتی

در این بخش از مقاله به بررسی انواع روش‌های محاسباتی برای تخمین شاخص بی‌ثباتی صادرات نفتی پرداخته می‌شود. به طور کلی یک توافق عمومی بر روی معیار سنجش بی‌ثباتی صادراتی وجود ندارد. از این رو به دلیل بکارگیری شاخص‌های بی‌ثباتی مختلف در مطالعات متعدد نتایج متفاوتی نیز گزارش شده است.

اولین شاخص برای محاسبه بی‌ثباتی صادراتی، استفاده از انحراف معیار ضریب متغیر زمان در رگرسیون لگاریتم صادرات بر روی زمان است (۱):

$$LnX_t = \alpha + \beta t + e_t \qquad (۱)$$

که در این رابطه X_t ، بیانگر صادرات و t بیانگر زمان می‌باشد و انحراف معیار β به عنوان شاخص بی‌ثباتی در نظر گرفته می شود.

دومین شاخص بی‌ثباتی صادرات، رگرسیون ضریب تغییرات درآمدهای صادراتی است. بدین ترتیب که ابتدا لگاریتم درآمدهای صادراتی بر روی زمان و توان دوم آن برآورد می‌شود. سپس، ضریب تغییرات متغیر روند درآمد صادراتی به عنوان شاخص بی‌ثباتی استفاده می‌شود. با فرض اینکه X_t درآمد صادراتی باشد، می‌توان نوشت (۱):

$$LogX_t = \alpha_0 + \alpha_1 Time + \alpha_2 Time^2 + u_t \qquad (۲)$$

و ضریب تغییرات متغیر درآمد صادراتی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

میانگین / انحراف معیار روند صادرت= ضریب تغییرات

سومین شاخص بی‌ثباتی صادراتی، استفاده از میانگین قدرمطلق

1 - Auto Regressive Distributed Lag Model

Archive of SID

www.SID.ir

تفاوت بین درآمدهای صادراتی واقعی از روند آن می‌باشد که بر اساس مقادیر روند درآمدهای صادراتی نرمال شده است. لذا، این شاخص بی‌ثباتی را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد (۱):

$$I = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\frac{E_t - \hat{E}_t}{\hat{E}_t} \qquad (۳)$$

در این رابطه، E_t درآمدهای صادراتی واقعی (بالفعل) و $\hat{E}_t$ مقدار روند درآمد صادراتی است. مقدار روند درآمد صادراتی با استفاده از رگرسیون لگاریتم E_t بر روی زمان و توان دوم آن برآورد می‌شود. T تعداد سال‌های مورد بررسی است.

چهارمین شاخص، محاسبه میانگین مربعات نسبت درآمدهای صادراتی واقعی به روند آن است. زمانی که درآمدهای صادراتی واقعی با روند آن مشابه باشد، مقدار این شاخص برابر صفر خواهد بود. بر این اساس خواهیم داشت(۱):

$$I = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(LogE_t - Log\hat{E}_t\right)^2 \qquad (۴)$$

در این شاخص در مقایسه با دو شاخص قبلی، وزن بیشتری به انحرافات بزرگ درآمد صادراتی از روند اختصاص می‌یابد.

پنجمین شاخص بی‌ثباتی صادراتی، استفاده از میانگین حسابی قدرمطلق مقادیر تغییرات یک سری زمانی که نسبت به روند زمانی آن متغیر تعدیل شده، می‌باشد. این شاخص به صورت درصدی از متوسط تمام مشاهدات تفسیر می‌شود. این شاخص عبارت خواهد بود از (۱):

$$I = \frac{100}{\bar{x}}\frac{\sum_{t=2}^{n}\left|x_t - x_{t-1} - \beta\right|}{n-1} \qquad (۵)$$

به طوری که β، ضریب متغیر روند در معادله $x_t = \alpha + \beta t$ است. این شاخص نه تنها برخی ویژگی‌های مطلوب را برای شاخص بی‌ثباتی یک کالا معرفی می‌کند، بلکه از آن می‌توان یک تفسیر اقتصادی منطقی ارائه کرد.

ششمین شاخص را ماسل[1] (۱۹۶۸) ارائه کرده است. در این شاخص، مقادیر مطلق درآمدهای صادراتی مدنظر قرار گرفته و معادله آن بصورت زیر است (۱):

$$I = \sqrt{\frac{\sum u_i^2}{n/\bar{z}}}\ , \quad u_i = \frac{\hat{x}}{x_t - \left(\beta_0 + \beta_1 x_t\right)} \qquad (۶)$$

هفتمین شاخص برای محاسبه بی‌ثباتی صادراتی، استفاده از واریانس مقادیر فصلی صادرات به منظور ارائه یک شاخص بی‌ثباتی در سال است (۱).

1 - Massel

هشتمین شاخص، مبتنی بر قدرمطلق انحراف صادرات از روند آن که بوسیله روند صادرات نرمال شده و بر تعداد سال‌ها در سری زمانی تقسیم شده، می‌باشد. رابطه این شاخص عبارتست از (۱):

$$I = \frac{\sum_{t=1}^{n}\frac{\left|x_t - \hat{x}_t\right|}{\hat{x}_t}}{n} \qquad (۷)$$

نهمین معیار بی‌ثباتی که از سوی لاو (۱۲) پیشنهاد گردیده است، به کارگیری قدرمطلق انحراف صادرات از میانگین متحرک پنج ساله آن *((MA(5))* می‌باشد (۱).

اما استفاده از الگوهای نوین واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو[2] *(ARCH)* و واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته[3] *(GARCH)*، نیز در سال‌های اخیر به طور گسترده‌ای برای محاسبه تغییرپذیری یا بی‌ثباتی مورد استفاده قرار گرفته است، زیرا مدل‌های اتورگرسیو می‌توانند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشته خود توضیح دهند. لذا در این تحقیق به منظور پیش‌بینی و برآورد بی‌ثباتی صادرات نفت از مدل *GARCH* استفاده شده است.

مدل سازی تغییر پذیری (بی‌ثباتی) با بهره گیری از مدل‌های *ARCH*

یکی از فروض کلاسیک مدل‌های رگرسیون خطی فرض واریانس همسانی است بدان مفهوم که واریانس شرطی جملات اخلال مقدار ثابتی است. به طور کلی فرض بر این است که نقض فرض واریانس همسانی بیشتر در داده‌های مقطعی رخ می‌دهد ولی افرادی مانند انگل و کراگ در مطالعات خود به شواهدی دست یافتند مبنی بر این که واریانس جملات اختلال در مدل‌های سری زمانی از آنچه که قبلا فرض می‌شد، بی‌ثبات ترند. نتایج مطالعات انگل نشان داد که در مدل‌های تورم، خطای پیش‌بینی الگوی خوشه‌ای است. این الگو شکلی از واریانس ناهمسانی را که واریانس خطای پیش‌بینی به مقدار جمله اخلال دوره قبل وابسته است، نشان می‌دهد. تحت چنین شرایطی مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو*(ARCH)* و واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته *(GARCH)*، به عنوان جایگزینی برای فرآیندهای سری زمانی معمول پیشنهاد شدند.

ساده‌ترین مدل برای واریانس شرطی مدل $ARCH\,(q)$ پیشنهاد شده توسط انگل بوده که در آن واریانس شرطی، میانگین وزنی مربع خطاهای پیش‌بینی گذشته می‌باشد (۳):

2 - Auto-Regressive conditional Heteroscedactisity
3 - Generalized ARCH

Archive of SID

www.SID.ir

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2} \qquad (۸)$$

که در آن v_t فرایند نوفه سفید می‌باشد.

یک مدل $GARCH(p,q)$ به صورت زیر بیان می‌شود :

$$y_t = B' x_t + u_t \qquad (۹)$$

$$V(u_t|\Omega_{t-1}) = h^2{}_t = a_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i u^2{}_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \phi h^2{}_{t-i} + \delta' w_t \qquad (۱۰)$$

که در آن h^2 واریانس شرطی u مشروط به مجموعه اطلاعات Ω_{t-1} و w برداری از متغیرهای از پیش تعیین شده است که واریانس خطای پیش‌بینی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در رابطه بالا که به عنوان مدل $GARCH(p,q)$ شناخته می‌شود، عبارت سمت راست به ترتیب نشانگر عرض از مبدا، جزء میانگین متحرک (MA) وجزء اتورگرسیو (AR) نامیده می‌شوند (۱۸).

معرفی و تصریح مدل مناسب برای بررسی رابطه میان بی‌ثباتی صادرات نفت و رشد بخش کشاورزی

در مطالعات تجربی مختلف به منظور بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و صادرات اغلب از تابع تولید نئوکلاسیک استفاده می‌شود. فدر (۷)، با استفاده از تابع فوق محصول کل اقتصاد را به دو بخش تولید برای داخل و تولید برای صادرات تفکیک می‌کند و در عین حال تولید هر کدام از دو بخش را تابعی از عوامل تخصیص داده شده کار و سرمایه در نظر می‌گیرد. وی عنوان می‌کند که تولید بخش غیرصادراتی به حجم تولیدات صادراتی بستگی دارد که دلیل این امر بهبود کارائی و مدیریت در رقابت بین المللی، شناسایی تکنیک‌های تولید پیشرفته و غیره می‌باشد. فدر در مطالعه خود توابع:

$$N = F(K_n, L_n, X) \qquad (۱۰)$$

$$X = G(K_x, L_x) \qquad (۱۱)$$

را تعریف می‌کند که در آن، N بخش غیر صادراتی، X بخش صادراتی، K_n و K_x به ترتیب بیانگر موجودی سرمایه بخش‌های غیرصادراتی و صادراتی، L_n و L_x، به ترتیب نشان‌دهنده نیروی کار بخش‌های غیرصادراتی و صادراتی می‌باشد. مدل فوق پس از در نظر گرفتن تعدادی فروض به صورت زیر خلاصه شده و به عنوان مدل کاربردی مورد استفاده قرار گرفته است (۷).

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \alpha \frac{I}{Y} + \beta \frac{\dot{L}}{L} + \theta \frac{\dot{X}}{X} \qquad (۱۲)$$

که در این رابطه، Y نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی$(Y=X+N)$، I سرمایه گذاری کل و L کل نیروی کار می‌باشد. $\dot{Y}$، $\dot{L}$ و $\dot{X}$ نیز متغیرهای رشد مربوط به تولید، سرمایه‌گذاری و نیروی کار می‌باشند.

گمل و همکاران (۹)، نشان داده‌اند که برآورد الگوی رشد دوگانه فدر با استفاده از داده‌های سری زمانی در سطوح متغیرها نتایج بهتری در مقایسه با تفاضل‌های مرتبه اول بدست می‌دهد، چراکه تفاضل‌گیری از داده‌ها اطلاعات بلند مدت را حذف می‌کند. در تحقیق حاضر از مدل فدر استفاده گردیده با این تفاوت که به جای نرخ رشد متغیرها، شکل لگاریتمی آن‌ها به کار برده شده و متغیر بی‌ثباتی صادرات نفت به منظور تحقق اهداف مطالعه به مدل اضافه شده است.

در نهایت مدل اولیه این تحقیق به منظور بررسی رابطه بین بی‌ثباتی صادرات نفت و رشد بخش کشاورزی در ایران به صورت زیر تصریح گردید:

(۱۳)

$$LAVA = \beta_0 + \beta_1 LI_t + \beta_2 LL_t + \beta_3 LX_t + \beta_4 oilE + \beta_5 oilEV + \beta_6 D + \varepsilon_t$$

که در آن، AVA ارزش افزوده بخش کشاورزی، I تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بخش کشاورزی و $oilE$ ارزش صادرات نفت به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، L میزان اشتغال در بخش کشاورزی، X ارزش صادرات محصولات کشاورزی (میلیون دلار)، $oilEV$ شاخص بی‌ثباتی صادرات نفت و D نشان‌دهنده متغیر مجازی جنگ بوده که برای در نظر گرفتن اثرات جنگ، مقدار یک برای دوره ۱۳۶۷-۱۳۵۹و مقدار صفر برای بقیه دوره منظور شد و ε_t جزء اخلال مدل می‌باشد.

یکی از مشکلاتی که عمدتاً الگوهای بی‌ثباتی با آن روبرو می‌باشند، تنوع اقلام صادراتی است. ساز و کار تولید، بازار و عوامل مؤثر بر اقلام مختلف اغلب سبب می‌گردد که نتیجه بدست آمده فقط طرح متوسطی از روند آن‌ها باشد. به عبارت دیگر، به نظر می‌رسد که نتیجه حاصل از مطالعه آن‌ها یک بحث کلی است که در سیاست‌گذاری نمی‌تواند چندان مفید باشد. مطالعه حاضر از این ایراد اساسی مبرا می‌باشد. چراکه علی‌رغم وجود تنوع و درجه نفت خام، این کالای صادراتی در مقایسه با سایر اقلام صادراتی نظیر کالاهای کشاورزی، صنعتی و غیره از درجه همگنی بسیار بیشتری برخوردار است.

به منظور محاسبه شاخص بی‌ثباتی صادرات نفت از مدل واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH) استفاده شده و با بهره‌گیری از رهیافت خود توضیح با وقفه‌های توزیعی(ARDL)، رابطه میان بی‌ثباتی صادرات نفت و رشد بخش کشاورزی مورد بررسی قرار گرفته است. الگوی $ARDL$ یکی از الگوهای نوین برای بررسی همجمعی میان متغیرهای موجود در مدل رگرسیونی، می‌باشد. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها که در روش انگل-گرنجر[1] ضروریست، نیازی نیست. همچنین این روش الگوهای بلند مدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را به طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خود همبستگی را رفع می‌کند. لذا تخمین‌های روش $ARDL$ به دلیل

1 - Engel-Granger

Archive of SID

www.SID.ir

اجتناب از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون‌زایی، ناریب و کارا هستند (۲۰).

برای تخمین رابطه بلند مدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به نحو زیر استفاده کرد: در مرحله اول وجود ارتباط بلندمدت بین

$$LnAVA = a_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_i LnAVA_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} LnI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} LnL_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} LnX_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} LnoilE_{t-j} \quad (۱۹)$$

$$+ \sum_{j=0}^{q_5} \beta_5 LnoilEV_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_6} \beta_6 LnD_{t-i} + \delta_1 LnI_t + \delta_2 LnL_t + \delta_3 LnX_t + \delta_4 LnoilE_t + \delta_5 LnoilEV_t + \delta_6 D_t + u_t$$

در معادله (۱۹) p , q_i به ترتیب تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای $lnAVA_t$ ، lnI_t ، lnL_t ، lnX_t ، $lnoilE_t$ ، $lnoilEV_t$ و lnD_t می‌باشد.

در این شرایط، فرضیه صفر (عدم وجود رابطه بلند مدت) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$$

$$H_1 : \delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \delta_3 \neq 0, \delta_4 \neq 0, \delta_5 \neq 0$$

آماره آزمون مناسب برای بررسی معناداری هم زمان، آماره F است. اگر آماره F محاسباتی بیشتر از حد بالای محدوده مقادیر بحرانی ارائه شده از سوی پسران و همکاران (۱۹۹۶) باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را رد می‌کنیم و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود. اگر هم F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط، غیرواقعی و وابسته به این است که متغیرها I(0) یا I(1) باشند.

نتایج و بحث

ایستایی متغیرها

نخستین گام در تحلیل متغیرهای سری زمانی، بررسی ایستایی متغیرها است. چنانچه متغیری ایستا نباشد بعبارتی با گذشت زمان توزیع احتمال آن متغیر تغییر کند، تحلیل‌های رگرسیونی با مشکل روبرو خواهد شد. به همین منظور، آزمون‌های دیکی–فولر، دیکی–فولر تعمیم یافته[1] (ADF) و فیلیپس–پرون[2] (PP) و آزمون پرون[3] به کار می‌روند. ولی از آنجایی که تحولاتی نظیر انقلاب و جنگ اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار داده است، در نتیجه احتمال تغییرات ساختاری در داده‌ها وجود داشته و بنا به استدلال پرون (۱۷)، در این حالت آزمون‌های ADF و PP مناسب نمی‌باشند.

آزمون پرون برای متغیری نظیر Y، با برآورد معادله زیر در چارچوب آزمون ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم یافته شروع می‌شود:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 DU + dDTB + \beta t + \gamma DT_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (۲۰)$$

که در آن DU یک متغیر مجازی است که کمیت آن برای سال‌های $t \geq TB$ برابر یک و برای سال‌های قبل از آن صفر است. DTB یک متغیر مجازی است که برای سال $t=TB+1$ برابر یک و برای بقیه سال‌ها کمیت صفر را اختیار می‌کند. t یک روند زمانی است و DT_t یک متغیر مجازی روند زمانی است که کمیت آن برای سال‌های $t>TB$ برابر t و برای سال‌های قبل از آن صفر می‌باشد. شایان ذکر است که TB زمان شکست ساختاری است (۵).

با ترسیم نمودار زمانی داده‌های مورد نظر و بررسی وضعیت داده‌ها در طول دوره مورد بررسی، برای متغیرهایی که شکست ساختاری داشته‌اند از آزمون پرون در سه حالت مختلف، تغییر در عرض از مبدأ تابع روند (C)، تغییر در شیب تابع روند (T) و تغییر در عرض از مبدأ و شیب تابع روند $(C \& T)$ استفاده گردید. نتایج حاصل از آزمون‌های ADF و پرون در جداول۱ و ۲، نشان داده شده است.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از آزمون ریشه واحد پرون و دیکی–فولر تعمیم یافته، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای تمامی متغیرها به جز متغیرهای $LoilE$ و $LoilEV$ پذیرفته شده است. در نتیجه تمامی متغیرها به جز متغیرهای $LoilE$ و $LoilEV$ ، در حالت سطح ایستا نبوده و با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شدند، لذا $I(1)$ می‌باشند و وجود ریشه واحد برای این متغیرها بعلت شکست ساختاری نبوده است.

برآورد و ایجاد متغیر بی‌ثباتی صادرات نفت

به منظور استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی اتورگرسیو برای مدل‌سازی و برآورد داده‌های مربوط به شاخص بی‌ثباتی صادرات نفت، ابتدا بایستی از وجود اثرات $ARCH$ در مدل یقیین حاصل کنیم. به همین منظور از آزمون $ARCH$ بهره گرفته شد که نتایج آن در ادامه آمده است:

متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌شود و در مرحله دوم، تخمین وتحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آن‌ها صورت می‌گیرد. شکل کلی مدل $ARDL$ برای مدل تصریح شده به صورت (۱۹) است:

1 - Augmented Dickey-Fuller Test
2 - Phillips & Perron Test
3 - Perron Test

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱- نتایج آزمون پرون برای بررسی ایستایی متغیرها در شرایط شکست ساختاری

نام متغیر	وضعیت	مقادیرمحاسباتی برای حالت سطح	مقادیر محاسباتی برای حالت تفاضل مرتبه اول	λ	سال شکست	مقادیر بحرانی پرون در سطح ۵ ٪	ایستایی
LL	تغییر در C	-۲/۸۸	-۳/۹۴	۰/۸	۱۳۷۷	-۳/۷۵	*I(1)*
LI	تغییر در C & T	-۳/۲۶	-۴/۰۸	۰/۲	۱۳۵۶	-۳/۷۷	*I(1)*
LoilE	تغییر در C	-۴/۱۱	-	۰/۲	۱۳۵۶	-۳/۷۷	*I(0)*
LoilEV	تغییر در C	-۳/۹۱	-	۰/۲	۱۳۵۶	-۳/۷۷	*I(0)*

پارامتر λ برابر $\lambda = TB/n$ در نظر گرفته شده است

جدول ۲- نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته(*ADF*)

نام متغیر	آماره *ADF*	مقدار بحرانی	تعداد وقفه	درجه همگرایی
LAVA	-۰/۶۳	-۲/۹۷	۱	*I(1)*
DLAVA	-۳/۵۱	-۲/۹۷	صفر	*I(0)*
LX	-۱/۳۳	-۲/۹۷	صفر	*I(1)*
DLX	-۴/۵۸	-۲/۹۷	صفر	*I(0)*

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- نتایج آزمون اثرات *ARCH*

آماره	مقدار آماره	احتمال
Lagrange Multiplier(LM)	۶۴/۷۰۵	۰/۰۰۰
F	۴۵/۵۶۳	۰/۰۱۲

ماخذ:یافته‌های تحقیق

با در نظر گرفتن نتایج آزمون *ARCH* و تایید وجود این اثرات، به منظور برآورد و ایجاد داده‌های متغیر*oilEV* از مدل *GARCH* استفاده شد. با استفاده از معیار شوارتز- بیزین، مدل *GARCH(1,1)* به عنوان مدل بهینه تصریح شد. اگر الگوی *GARCH* به طور مناسبی تصریح شده باشد بایستی توزیع پسماند ها به توزیع نرمال شبیه باشد. با استفاده از آزمون جارگ- برا[1] (آزمون نرمالیتی) این مسئله بررسی شده است.

جدول ٤- آزمون جارگ- برا(آزمون نرمالیتی)

آماره	مقدار آماره	احتمال
Jarque-Bera	۰/۵۰۶	۰/۷۷۶

ماخذ:یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج بدست آمده از این آزمون فرضیه H_0 این آزمون، مبنی بر توزیع نرمال پسماندها پذیرفته شده و در نتیجه مدل *(1,1) GARCH* بدرستی تصریح شده است.

پس از تخمین مدل انتخاب شده *GARCH(1,1)* نتایج زیر بدست آمد :

$$h^2_t = ۰/۰۰۲۲ + ۰/۲۷۰۱\, h^2_{t-1} - ۰/۱۴۲۸\, \varepsilon^2_{t-1} \qquad (۲۱)$$

t (۱/۰۸) (۲/۶۳) (۳/۱۴)

مقادیر برازش شده حاصل از مدل فوق برای متغیر *oilE*، به‌عنوان مقادیر متغیر بی‌ثباتی صادرات نفت مورد استفاده قرار گرفت.

برآورد مدل *ARDL* و بررسی نتایج بدست آمده

پس از برآورد و ایجاد داده‌های مربوط به متغیر بی‌ثباتی صادرات نفت، همانگونه که اشاره شد با توجه به مزیت‌های ذکر شده، از مدل *ARDL* برای بررسی ارتباط میان متغیرهای موجود در مدل تصریح شده، استفاده گردید. مدل پویای *ARDL(1,0,0,2,1,0,0)* ، از طریق ضابطه شوارتز- بیزین برآورد شد و سپس با بهره‌گیری از آزمون *F* به بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای موجود در مدل پرداخته شد. جدول ۵ آماره *F* محاسباتی و مقادیر بحرانی ارائه شده پسران و همکاران (۱۹۹۶) را نشان می‌دهد. مطابق نتایج بدست آمده، با توجه به اینکه در دو حالت F_{LAVA} و F_{LL}، *F* محاسباتی از مقادیر بحرانی بیشتر می‌باشد، لذا وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای موجود پذیرفته شده و این رابطه بلندمدت با استفاده از مدل *ARDL(1,0,0,2,1,0,0)* ، تخمین زده شد و نتایج آن در جدول۶ نشان داده شده است.

1 - Jargue-bera

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۵- آماره F برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها

آماره F	محدوده مقادیر بحرانی در سطح ۹۵٪	
	$I(0)$	$I(1)$
$F_{LAVA}(LAVA\|LI , LL , LX , LoilE , LoilEV, D)$= ۱۱/۰۱۷	۲/۴۷۶	۳/۶۴۶
$F_{LI}(LI\|LAVA , LL , LX , LoilE , LoilEV, D)$= ۲/۸۲۴	۲/۴۷۶	۳/۶۴۶
$F_{LL}(LL\|LAVA , LI , LX , LoilE , LoilEV, D)$= ۸/۳۳۱	۲/۹۴۵	۴/۰۸۸
$F_{LX}(LX\|LAVA , LI , LL , LoilE , LoilEV, D)$= ۲/۲۰۹	۲/۴۷۶	۳/۶۴۶
$F_{LiolE}(LoilE\|LAVA , LI , LL , LX , LoilEV, D)$= ۳/۶۴۷	۲/۹۴۵	۴/۰۸۸
$F_{LoilEV}(LoilEV\|LAVA , LI , LL , LX , LoilE, D)$= ۳/۰۳۱	۲/۹۴۵	۴/۰۸۸
$F_{D}(D\|LAVA, LI , LL , LX , LoilE, LoilEV)$= ۲/۱۱۲	۲/۴۷۶	۳/۶۴۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول٦- نتایج حاصل از برآورد رابطه بلند مدت مدل $ARDL(1,0,0,2,1,0,0)$

نام متغیر		ضریب	خطای معیار	آملره t
LI	لگاریتم سرمایه بخش کشاورزی	۰/۲۸۱***	۰/۰۶۸	۴/۱۱
LL	لگاریتم اشتغال بخش کشاورزی	۰/۵۰۳	۰/۳۸۹	۱/۲۹
LX	لگاریتم ارزش صادارت بخش کشاورزی	۰/۶۷۲**	۰/۳۰۸	۲/۱۸
$LoilE$	لگاریتم ارزش صادرات نفت	۰/۱۹***	۰/۰۳۱	۶/۰۷
$LoilEV$	لگاریتم متغیر بیثباتی صادرات نفت	-۰/۴۰۱**	۰/۱۹۷	-۲/۰۳
D	متغیر مجازی جنگ	-۰/۰۰۸*	۰/۰۰۳	-۲/۲۶
C	عرض از مبدا	۳/۶۴	۸/۰۸۸	۰/۴۵

ماخذ: یافته‌های تحقیق. * و ** و *** به ترتیب معنی دار بودن در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهند.

مطابق نتایج ارائه شده در جدول۶ ضرایب برآوردی متغیرهای لحاظ شده در مدل موید تئوری‌های نظری بوده و ارتباط مثبت و معنی‌دار بین نهاده‌های سرمایه، صادرات بخش کشاورزی و صادرات نفت با شاخص رشد بخش کشاورزی (ارزش افزوده بخش کشاورزی) به‌دست آمده است و این در حالی است که ضریب مربوط به متغیر اشتغال بخش کشاورزی در مدل معنی‌دار نشده است و نشان از تأثیرات ضعیف نیروی کار این بخش در ارزش افزوده حاصله دارد که می‌تواند به علت وجود نیروی کار مازاد در بخش کشاورزی قابل توجیه باشد. متغیر شاخص بی‌ثباتی صادرات نفت تأثیر منفی و معنادار بر رشد این بخش داشته است، یافته‌ها نشان می‌دهد یک درصد افزایش در نوسانات صادرات نفت، در بلندمدت حدود ۰/۴ درصد ارزش افزوده بخش کشاورزی را کاهش داده و موجبات افت رشد بخش کشاورزی را فراهم خواهد کرد. بی‌شک بخش عمده‌ای از درآمدهای دولت به صادرات نفت وابسته است و بایستی توجه داشت که ایران هنوز وابستگی ارزی شدیدی به نفت دارد و طبیعی است که نوسانات موجود در بازار نفت تأثیر زیادی بر بخش‌های مختلف اقتصادی کشور از جمله بخش کشاورزی خواهد داشت.

وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگو ها آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیر ها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی‌اند که در آن‌ها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای موثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود. بدین منظور در تحقیق حاضر پس از برآورد رابطه بلندمدت میان متغیرها، الگوی تصحیح خطا نیز تخمین زده شد.

بر اساس نتایج بدست آمده در تخمین مدل تصحیح خطا، تمامی متغیرهای ارائه شده بجز متغیرهای جنگ و تفاضل مرتبه دوم ارزش صادرات بخش کشاورزی، معنادار می‌باشند. ضریب مربوط به متغیر مجازی جنگ در دوره زمانی کوتاه‌مدت، در عین حال که به لحاظ آماری معنادار نیست، اما مطابق انتظار منفی می‌باشد. این امر در مورد تفاضل مرتبه دوم ارزش صادرات بخش کشاورزی نیز صادق است که علیرغم اثر مورد انتظار به لحاظ آماری بی‌معنی است. نکته‌ای که بایستی به آن توجه کرد آن است که ضریب متغیر اشتغال در کوتاه مدت در سطح ۵ درصد معنادار است و این موضوع نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت رشد بخش کشاورزی متأثر از رشد نیروی کار در این بخش خواهد بود. از طرفی بایستی توجه کرد که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت ضریب مربوط به اشتغال از ضریب سرمایهٔ بخش، بزرگتر می‌باشد و این به نوبه خود حاکی از کاربر بودن بخش کشاورزی است و بعبارتی تولید در این بخش تا حد زیادی به نیروی کار بستگی دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۷- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا با مدل *ARDL(1,0,0,2,1,0,0)*

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
dLI تفاضل مرتبه اول لگاریتم سرمایه بخش کشاورزی	۰/۰۸۱***	۰/۰۱۴	۵/۴۷
dLL تفاضل مرتبه اول لگاریتم اشتغال بخش کشاورزی	۰/۳۶۲**	۰/۱۷۳	۲/۰۹
dLX تفاضل مرتبه اول لگاریتم ارزش‌صادارت بخش‌کشاورزی	۰/۵۰۱***	۰/۱۳۲	۳/۷۷
dLX_1 تفاضل مرتبه دوم لگاریتم ارزش صادارت بخش کشاورزی	۰/۴۴۵	۰/۳۷۳	۱/۱۹
d LoilE تفاضل مرتبه اول لگاریتم ارزش صادرات نفت	۰/۱۳۱***	۰/۰۳۰۲	۴/۳۳
d LoilEV تفاضل مرتبه اول لگاریتم متغیر بیثباتی صادرات نفت	−۰/۲۸۲**	۰/۱۲۹	−۲/۱۷
dD تفاضل مرتبه اول متغیرمجازی جنگ	−۱/۰۷	۱/۲۷	−۰/۸۴
dC تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ	۰/۳۰۵	۱/۴۱	۰/۲۱۵
ECM(-1) جزء تصحیح خطا	−۰/۶۶۱***	۰/۱۲۴	−۵/۳۲
F= ۶۹/۵۰۲ (۰/۰۰۰) R^2 =۰/۷۴۶			

ماخذ یافته‌های تحقیق. * و ** و *** به ترتیب معنی دار بودن در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان میدهند

همچنین نتایج حاصله از این برآورد نشان می‌دهد که ضریب جمله تصحیح خطا *ECT(-1)*، معنی‌دار و علامت آن طبق انتظار، منفی می‌باشد. مقدار این ضریب ۰/۶۶۱ بدست آمد و این بدین معنی است که حدود ۶۷ درصد انحرافات (عدم تعادل) متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی از مقادیر تعادلی بلندمدت خود، پس از گذشت یک دوره از بین می‌رود و با توجه به ضریب بدست آمده می‌توان گفت سرعت تعدیل در مدل فوق تا حد زیادی مطلوب می‌باشد و می‌توان به اثرگذاری سیاست‌ها در کوتاه مدت امیدوار بود؛ یعنی با سیاستگذاری می‌توان اثر شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت را به سمت روند تعادلی تعدیل نمود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بی‌شک نوسانات و بی‌ثباتی در صادرات نفت بعنوان یکی از عوامل مهم در عدم وجود ثبات پایدار در اقتصاد کشورهای تولیدکننده و صادرکننده نفت مطرح می‌باشد. این مسئله در مورد ایران نیز بعنوان یکی از کشورهای مهم صادرکننده نفت مصداق خواهد داشت. از آنجایی که قسمت اعظم صادرات ایران را محصولات اولیه نظیر نفت خام و مواد اولیه تشکیل می‌دهد و از طرف دیگر، کوچک و وابسته بودن اقتصاد ایران به درآمدهای صادراتی اینگونه مواد، سبب می‌شود در صورت روبرو شدن با تکانه‌های غیر قابل انتظار و زودگذر در درآمدهای صادراتی چنین محصولاتی، تمامی بخش‌های اقتصادی از جمله بخش کشاورزی تحت تأثیر قرار گیرد و رقابت‌پذیری بخش قابل تجارت سنتی کاهش یابد. بر همین اساس در این مقاله، به تأثیر بی‌ثباتی صادرات نفت بر رشد بخش کشاورزی بعنوان یکی از بخش‌های فعال اقتصادی پرداخته شده است.

به منظور تصریح مدل مناسب و بررسی رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل مورد بررسی، ابتدا بایستی اطلاعات مربوط به متغیر بی‌ثباتی صادرات نفت استخراج می‌گردید که این هدف با بهره‌گیری از مدل واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته *(GARCH)*، محقق گردید. با به‌دست آوردن داده‌های مذکور مدل مناسب تصریح شده و ارتباط میان متغیرهای لحاظ شده با بهره‌گیری از روش همجمعی و با بکارگیری رهیافت خود توضیح با وقفه‌های توزیعی*(ARDL)*، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. برای بررسی ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرها مدل پویای *ARDL(1,0,0,2,1,0,0)* ، به عنوان مدل بهینه تخمین زده شد. بر اساس نتایج بدست آمده، ضرایب برآوردی منطبق بر تئوری‌های نظری بوده و ارتباط مثبت و معناداری بین نهاده‌های سرمایه، صادرات بخش کشاورزی و صادرات نفت با شاخص رشد بخش کشاورزی (ارزش افزوده بخش کشاورزی) در بلندمدت بدست آمد. یافته‌ها نشان داد یک درصد افزایش در نوسانات صادرات نفت، در بلندمدت حدود ۰/۴ درصد ارزش افزوده بخش کشاورزی را کاهش داده و موجبات افت رشد بخش کشاورزی را فراهم خواهد کرد. در ادامه، مدل تصحیح خطا *(ECM)*، برآورد شد و ضریب جمله تصحیح خطا *ECT(-1)*، ۰/۶۶ بدست آمد که نشان می‌دهد حدود ۶۶ درصد انحرافات (عدم تعادل) متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی از مقادیر تعادلی بلندمدت خود، پس از گذشت یک دوره از بین می‌رود و به روند بلندمدت تعادلی نزدیک می‌شود.

در نهایت پیشنهادهای این مقاله به صورت زیر ارائه می‌شود:

با توجه به تأثیر معنادار شاخص بی‌ثباتی صادرات نفت بر بخش کشاورزی، پیشنهاد می‌گردد در مطالعات بعدی، عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی صادرات نفت که بخش عمده درآمد ارزی کشور را به خود اختصاص داده است، شناسایی شده و با پیش‌بینی آن‌ها زمینه برای تقویت و توسعه بخش‌های مهم اقتصادی کشور از جمله بخش کشاورزی فراهم گردد.

Archive of SID

www.SID.ir

ذخیره‌سازی درآمدهای نفتی در خصوص کاهش بی‌ثباتی و در حقیقت ایجاد ثبات در این درآمدها با تأسیس حساب (صندوق) ذخیره ارزی اقدام موثری بوده است و اقدام تکمیلی در این زمینه جلوگیری از برداشت نامتناسب از این ذخیره و توزیع درآمدها در دوره‌های زمانی بیشتر برای کاهش تبعات منفی نوسان درآمدهای نفتی است.

برای برون رفت از اقتصاد تک محصولی و متکی بر نفت، سیاست‌های تجاری کشور مورد بازبینی قرار گیرد و سهم دیگر بخش‌های اقتصادی از جمله بخش کشاورزی در تجارت خارجی بیشتر گردد تا از این طریق بخش نفت از محوریت خارج شده و وابستگی بخش‌های اقتصادی به این بخش به حداقل برسد.

بدلیل تأثیر قابل ملاحظه صادرات محصولات کشاورزی بر ارزش افزوده این بخش، اتخاذ سیاست‌های تشویقی مناسب و رفع موانع صادراتی می‌تواند رشد صادرات و به تبع آن رشد اقتصادی بخش کشاورزی را در پی داشته باشد.

منابع

۱- ابریشمی ح.، و محسنی ر. ۱۳۸۱. نوسانات صادرات نفت و رشد اقتصادی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۳، ص ۳۲-۱.

۲- احمدیان م. ۱۳۷۵. اقتصاد نظری و کاربردی نفت. انتشارات پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، ص ۳۶۹-۳۷۰.

۳- کازرونی ع. و دولتی م. ۱۳۸۶. اثر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران). فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۵، ص ۳۰۶-۲۸۳.

۴- میرشجاعی ف. ۱۳۷۶. بی‌ثباتی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، سال اول، شماره ۱۴، ص ۷۸-۴۹.

۵- نوفرستی م. ۱۳۷۸. ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.

6- Dickey D.A. and Walter.A. F. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time series with a unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74: 427-31.

7- Feder, Gershon. 1982. On Exports and Economic Growth. Journal of Development Economics, 12: 59-73.

8- Glezakos C. 1973. Export Instability and Economic Growth: A Statistical Verification. Economic Development and Cultural Change, 21: 670- 78.

9- Gommell N. and Tim L. 2002. An Extended Feder Model of Dualistic Growth. Economics Bulletin, 15: 1-6.

10- Johnson S. 1988. Statistical Analysis of Cointegrated Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, 12: 231-4.

11- Knudsen O. and Andrew P. 1975. Trade instability and Economic Development. London: D.C.Heath.

12- Love J. 1987. Export Instability in Less Developed: Consequences and Cause .Journal of Economic Studies,14: 3-80.

13- MacBean A.I. 1966. Export Instability and Economic Development, George Allen and Unwin, London.

14- Massel B.F. 1970. Export Instability and Economic Structure. American Economic Review, 60: 618-630.

15- Moran Ch. 1983. Export Fluctuations and Economic Growth: An Empirical Analysis. Journal of Development Economics, 12:195-218.

16- Ozler S. and James H. 1988. Export Instability and Growth, Department of Economics, Working Paper No. 486, University of California, Los Angeles.

17- Perron P. 1989. The Great Crash, The oil shock and the unit root hypothesis, Econometrica, 57: 361-402.

18- Pesaran H. and Bahram P. 1997. Working With Microfit 4.0: An introduction to econometrics, Oxford University Press, London.

19- Philips P.C.B. and Pierre P. 1988. Testing for a unit Root in Time Series Regression, Biometrika, 75: 335-346.

20- Seddiki J.U. 2000. Demand for money in Bangladesh: A co integration analysis. Applied Economics, 32: 1997-1984.

21- Sinha D. 1999. Export Instability, Investment and Economic Growth in Asian Countries Time Series Analysis, Center Discussion Paper, No 799, Yale University.

22- Wilson P. 1994. Export Earnings Instability of Singapore, 1957-1988: A Time Series Analysis. Journal of Asian Economics, 5: 399-412.

23- Viovodas C.S. 1974. The Effect of Foreign Exchange Instability on Economic Growth. Review of Economic and Statistics, 56: 410-412.

Archive of SID

www.SID.ir