رابطه بین نااطمینانی درآمدهای نفتی و واردات کالا در اقتصاد ایران

چکیده

با توجه به متأثر شدن برنامه‌های وارداتی کشور از نااطمینانی درآمدهای نفتی، در این مقاله اثر نااطمینانی درآمدهای نفتی بر واردات کالا در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی طی دوره (۱۳۹۳-۱۳۶۹) بررسی شده است. در این راستا، ابتدا شاخص نااطمینانی درآمدهای نفتی از طریق الگوی ناهمسان واریانس شرطی تعمیم‌یافته (GARCH) اندازه‌گیری شده و سپس با تصریح یک الگوی خودتوضیح وقفه گسترده (ARDL) رابطه بین نااطمینانی درآمدهای نفتی و واردات کالا از لحاظ تجربی مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج حاصل از تخمین مدل بلندمدت، اثر مثبت و معنی‌دار درآمدهای نفتی و نااطمینانی حاصل از آن را بر واردات کالا و اثر منفی و معنی‌دار قیمت نسبی کالاهای وارداتی بر روی واردات کالا را تأیید می‌کند. کشش واردات کالا نسبت به نااطمینانی درآمدهای نفتی، درآمدهای نفتی و قیمت نسبی کالاهای وارداتی به‌ترتیب ۰/۲۲۸، ۰/۶۸۱ و (۱/۱۸-) است. بر این اساس در بلندمدت با افزایش یک‌درصدی نااطمینانی درآمدهای نفتی، واردات کالا ۰/۲۲۸ درصد افزایش می‌یابد. همچنین ضریب جمله تصحیح خطا در مدل ECM برآوردی (۰/۴۱-) به‌دست آمده است که نشان می‌دهد در هر دوره، ۰/۴۱ از انحراف واردات کالا نسبت به مقدار تعادلی آن در بلندمدت تعدیل می‌شود.

واژه‌های کلیدی: نااطمینانی، درآمدهای نفتی، الگوی ناهمسان واریانس شرطی تعمیم‌یافته

طبقه‌بندی JEL: C32, C52, F10, Q43

مقدمه

بخش تجارت خارجی یکی از بخش‌های اقتصادی کشور است که از طریق آن نیازها و تقاضای داخلی به کالاها و خدمات تأمین می‌شود. در مطالعات تجربی انجام‌شده در دهه‌های اخیر اثر عوامل مؤثر بر واردات کالا ازجمله تولید ناخالص داخلی، سطح قیمت‌های نسبی، نرخ تعرفه و نرخ ارز واقعی مورد تحلیل و بررسی قرار گرفته‌اند. در بین عوامل مختلف، درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران نقش مهمی در مقدار و روند واردات کالا دارد؛ زیرا نفت، بخش عمده‌ای از درآمدهای ارزی ایران را تشکیل می‌دهد و با تغییر قیمت و یا درآمدهای ارزی حاصل از آن، قدرت خرید کشور در بازارهای جهانی تحت تأثیر قرار می‌گیرد و از این طریق مقدار واردات نیز تغییر می‌کند. بررسی روند درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی به‌دلیل تغییرات غیرقابل‌پیش‌بینی قیمت‌های نفت در بازارهای جهانی، نوسان‌های زیادی داشته است. این نوسان‌ها سبب به‌وجود آمدن یک فضای نااطمینانی در زمینه درآمدهای نفتی آتی شده و بخش‌های مختلف اقتصادی، ازجمله بازرگانی خارجی کشور را تحت تأثیر قرار داده است. علاوه‌بر اثرات مستقیم تغییر درآمدهای نفتی بر اقتصاد کشور، فضای نااطمینانی حاصل از نوسان درآمدهای نفتی نیز واردات کالا را برای کشوری مانند ایران که درآمدهای ارزی آن وابسته به نفت است، تحت تأثیر قرار می‌دهد. حال پرسش اساسی در این مقاله این است که آیا نااطمینانی حاصل از نوسان درآمدهای نفتی بر واردات کالا در اقتصاد ایران تأثیر دارد؟ این تأثیرگذاری در چه جهتی است؟

در این مقاله، پس از محاسبهٔ شاخص نااطمینانی درآمدهای نفتی از طریق الگوی ناهمسان واریانس شرطی تعمیم‌یافته۱ (GARCH)، اثر آن با استفاده از الگوی خودتوضیح وقفه گسترده۲ (ARDL) بر واردات کالا در اقتصاد ایران ایران در دوره زمانی (۱۳۹۳–۱۳۶۹) بر مبنای داده‌های فصلی مورد تحلیل و بررسی قرار گرفته است.

۱. پیشینه پژوهش

واژه‌هایی نظیر شوک، بی‌ثباتی، ریسک و نااطمینانی، تعریف‌های فراوانی دارند؛ به‌گونه‌ای که بعضی از پژوهشگران این واژه‌ها را معادل هم ارزیابی می‌کنند. کوپر۳ (۲۰۰۲) انحراف معیار از روند باثبات قیمت‌های نفت را به‌عنوان نااطمینانی قیمت نفت تعریف می‌کند. وی در مطالعه خود برای تعریف روند باثبات قیمت‌های نفت از مدل‌های GARCH استفاده کرده است. کوپر در این مطالعه نااطمینانی را معادل بالا و پایین رفتن و درحقیقت نوسان‌های قیمت می‌داند. این تعریف از سوی انگل و پتون۴ (۲۰۰۱) نیز به‌کار گرفته شده بود (گسکری و اقبالی، ۱۳۸۴). هابارد۵ نیز نااطمینانی را این‌گونه تعریف می‌کند: «نااطمینانی، حالتی است که دانش فرد یا افرادی محدود است و توضیح کامل حالت و یا نتیجه‌ای که به‌دست آمده یا می‌آید، ممکن نیست».

ریسک، مفهومی نزدیک به نااطمینانی است. هابارد ریسک را به این صورت تعریف می‌کند که «ریسک حالتی از

---

۱. Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedastic

۲. Auto Regressive Distributed Lag Method

۳. Gerald H. Kuper

۴. R. F. Engel and A. J. Patton

۵. R. Glenn Hubbard

نااطمینانی است که در آن، نتیجه‌های ممکن، تأثیر نامطلوب و یا زیان نامشخصی را به‌بار می‌آورند» (زارع، ۱۳۸۹). رحمان و سرلتیس۶ (۲۰۱۲) می‌گویند: «نااطمینانی قیمت نفت، به‌صورت واریانس شرطی خطای پیش‌بینی تغییر در قیمت نفت محاسبه می‌شود». در الگوهای GARCH، واریانس شرطی پسماندها به‌عنوان شاخص نااطمینانی و نوسان‌های متغیر استفاده می‌شود (مهرابی بشرآبادی و جاودان، ۱۳۹۰).

نااطمینانی زمانی رخ می‌دهد که صور، مشخص و احتمال، نامشخص و یا صور و احتمال هر دو نامشخص باشند (طیبی و همکاران، ۱۳۹۰). در شرایط نااطمینانی، یا پیشامدهای ممکن که در آینده اتفاق می‌افتند، مشخص نیستند و یا اگر این پیشامدها مشخص باشند، احتمال‌های مربوط به وقوع آنها در دسترس نیست، و هنگامی‌که هرکدام یا هر دو این موارد پیش می‌آید، تصمیم‌گیری در مورد آینده پیچیده‌تر و مشکل‌تر می‌شود؛ ازاین‌رو فضای نااطمینانی بر تصمیم‌های اقتصادی حاکم خواهد شد (جهانی حسین‌آبادی، ۱۳۹۱).

با توجه به اهمیت موضوع نااطمینانی، پژوهش‌هایی در داخل و خارج از کشور تأثیر مواردی چون نوسان‌ها، نااطمینانی و تغییرات درآمدهای نفتی را بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید، سرمایه‌گذاری، و رشد بخش‌های مختلف بررسی کرده‌اند، که البته در این بین، موضوع اثر نااطمینانی درآمدهای نفتی بر واردات کالا در ایران مورد تحلیل و بررسی قرار نگرفته است. متوالی۷ (۱۹۹۳) در مقاله‌ای تلاش کرده است تأثیر نوسان درآمدهای نفتی را بر الگوهای واردات کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس۸(GCC) مورد تحلیل و بررسی قرار دهد. وی رابطه بین واردات گروه‌های مختلف کالایی با درآمدهای نفتی هریک از شش کشور عضو GCC را بررسی کرده و به این منظور با استفاده از هشت شکل از توابع واردات، کشش واردات را نسبت به تغییر درآمدهای نفتی مورد بررسی قرار داده است. نتایج این پژوهش نشان داد که کاهش درآمدهای نفتی کشورهای عضو GCC به‌دنبال افت قیمت نفت در اواخر سال ۱۹۸۲، به‌طور کامل رابطه بین واردات و درآمد که در طول سال‌های رونق (۱۹۸۱-۱۹۷۴) گسترش پیدا کرده بود را بر هم زده است. درواقع، میل نهایی به واردات بیشتر گروه‌های کالایی در طول دورهٔ (۱۹۸۹-۱۹۸۲) کاهش پیدا کرد و کشش درآمدی تقاضای واردات آنها پس از رکود در قیمت‌های نفت افزایش یافت.

التونی و الاوادی۹(۲۰۰۲) تأثیر نوسان‌های قیمت نفت را بر تعدادی از متغیرهای اقتصاد کلان کویت با استفاده از مدل ۱۰VAR مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند که در کویت درآمدهای نفتی بخش عمده واردات این کشور را تأمین مالی می‌کند. درواقع تغییرات درآمدهای نفتی حدود ۴۵ تا ۲۵ درصد تغییر ارزش واردات را توضیح می‌دهد.

رحمت سیاه و همکاران۱۱ (۲۰۰۲) برای بررسی تأثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز بر تجارت خارجی تایلند، ابتدا نوسان‌پذیری را با استفاده از مدل GARCH اندازه‌گیری کرده و سپس اثر آن را با استفاده از الگوی پویای ARDL بر تجارت خارجی در این کشور بررسی کردند. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که افزایش نوسان‌های نرخ ارز

---

۶. S. Rahman and A. Serletis

۷. M.M.Metwally

۸. Gulf Cooperation Council

۹. M.nagy Eltony and Mohammad Al-awadi

۱۰. Vector Auto-Regressive

۱۱. T. Rahmatsyah and G. Rajaguru and R.Y. Siregar

در طول دو دهه پیش از وقوع بحران مالی شرق آسیا در سال ۱۹۹۷، پیامدهایی منفی بر صادرات و واردات تایلند با ژاپن، و واردات تایلند از ایالات متحده داشته است.

اولومولا و ادجومو۱۲(۲۰۰۶) در مقاله‌ای با عنوان «شوک قیمت نفت و فعالیت‌های کلان اقتصادی در نیجریه» با استفاده از داده‌های فصلی، به تحلیل تأثیر تغییرات قیمت نفت بر تولید، تورم و نرخ ارز پرداختند. نتایج این پژوهش که با استفاده از روش خودتوضیح برداری به‌دست آمده بیانگر این است که تغییرات قیمت نفت، تأثیری بر تورم و تولید نداشته و در مقابل، اثر معناداری بر نرخ ارز دارد.

ماهادوان و سادری۱۳ (۲۰۰۸) موضوع اثر نوسان و نااطمینانی درآمد و تجارت را در کشورهای پیشرو در شرق آسیا (ببرهای آسیایی۱۴) بررسی کردند و نتیجه گرفتند که نااطمینانی ناشی از تحولات اقتصاد جهانی رابطهٔ علی بین رشد تولید ناخالص داخلی و تجارت کره را بر هم زده، اما تأثیری بر رابطهٔ دوجانبهٔ بین رشد تولید با صادرات و واردات تایوان نداشته است.

فرزانگان و مارکواردت۱۵ (۲۰۰۹) تأثیر شوک‌های نفتی بر اقتصاد ایران را مورد تجزیه‌وتحلیل قرار دادند. آنها ارتباط پویای بین شوک‌های قیمتی نفت و متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه، تورم، واردات و مخارج مصرفی عمومی را با استفاده از مدل VAR تحلیل کردند و نشان دادند که شوک‌های مثبت قیمت نفت، سبب افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی، کاهش قیمت کالاهای وارداتی و افزایش قیمت کالاهای صادراتی می‌شود؛ اما شوک‌های منفی قیمت نفت، نرخ ارز مؤثر واقعی را کاهش، و قیمت کالاهای وارداتی را افزایش می‌دهد.

آلیو۱۶ (۲۰۰۹) تأثیر شوک قیمت نفت و نوسان‌های نرخ ارز را بر رشد اقتصادی در نیجریه مورد بررسی قرار داد. وی به این منظور، از داده‌های فصلی این کشور در بازه زمانی (۲۰۰۷-۱۹۸۶) و روش تخمینی VAR هم‌انباشته استفاده کرده و نتیجه گرفته است که شوک‌های مثبت قیمت نفت و افزایش نرخ ارز اثر مثبتی بر رشد اقتصادی نیجریه داشته‌اند.

ایلدر و سرلتیس۱۷(۲۰۰۹) در پژوهشی اثر نااطمینانی قیمت نفت را بر فعالیت‌های واقعی اقتصادی در ایالات متحده با استفاده از مدل VAR با GARCH-in-Mean چندمتغیره مورد بررسی قرار دادند. نتایج این تحقیق نشان داد افزایش نااطمینانی قیمت نفت، فعالیت‌های واقعی اقتصاد ایالات متحده که با شاخص تولید و سرمایه‌گذاری و مصرف، اندازه‌گیری می‌شوند را کاهش می‌دهد. همچنین ایلدر و سرلتیس (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای مشابه، پیامدهای نااطمینانی قیمت نفت را در کانادا مورد ارزیابی قرار داده و نتایج مشابهی با تحقیق ایلدر و سرلتیس به‌دست آوردند.

آیتو۱۸(۲۰۱۰) با استفاده از مدل VAR به بررسی تجربی تأثیر نوسان‌های قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در

---

۱۲. P.A. Olomola and A.V. Adejumo

۱۳. Mahadevan and Suadri

۱۴. Asian Tigers

۱۵. M.R. Farzanegan and G. Markwardt

۱۶. Shehu Usman Rano Aliyu

۱۷. J. Elder and A. Serletis

۱۸. Katsuya Ito

روسیه پرداخت. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که در بلندمدت یک درصد افزایش (کاهش) در قیمت نفت، منجر به کاهش (افزایش) ۰/۱۷ درصدی نرخ ارز و ۰/۴۶ درصد افزایش (کاهش) در تولید ناخالص داخلی می‌شود. به‌همین‌ترتیب در کوتاه‌مدت افزایش قیمت نفت نه‌تنها باعث رشد تولید ناخالص داخلی و کاهش نرخ ارز می‌شود، بلکه افزایش حاشیه‌ای در نرخ تورم را هم در پی دارد.

در مطالعه دیگری بردین و همکاران[۱۹](۲۰۱۰) اثر نااطمینانی قیمت نفت را در تعدادی از کشورهای عضو G-7 با استفاده از مدل VAR با GARCH-in-Mean چندمتغیره مورد آزمون قرار دادند و نتیجه گرفتند، نااطمینانی قیمت نفت بر تولیدات صنعتی ۴ کشور عضو G-7 (کانادا، فرانسه، انگلستان و ایالات متحده) اثر منفی و معناداری داشته است. اثر تغییرات قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای خاورمیانه و شمال افریقا در مطالعه برامنت و سیلان[۲۰](۲۰۱۰) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحقیق حاکی از وجود اثر مثبت و معنادار شوک‌های قیمت نفت بر تولید، تنها در کشورهای الجزایر، ایران، عراق، اردن، کویت، عمان، قطر، سوریه، تونس و امارات متحده عربی است.

فرزانگان (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای دیگر، اثر شوک‌های ناشی از درآمدهای نفتی را بر گروه‌های مختلف مخارج دولت در ایران با استفاده از توابع واکنش ضربه و تکنیک تجزیه واریانس طی دوره زمانی (۲۰۰۷–۱۹۵۹) مورد بررسی قرار داد و نتیجه گرفت هزینه‌های نظامی دولت به شوک‌های درآمد نفت واکنش قابل‌توجهی نشان می‌دهند. اما واکنش هزینه‌های غیرنظامی دولت به شوک‌های درآمد نفت قابل‌توجه نیست.

جو[۲۱] (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای اثر نااطمینانی قیمت نفت را بر فعالیت‌های واقعی اقتصاد جهانی با استفاده از مدل VAR با نوسان‌های تصادفی، در دوره زمانی (۲۰۰۸–۱۹۵۸) مورد بررسی قرار داد که نتایج حاصل از این تحقیق حاکی از اثر منفی نااطمینانی قیمت نفت بر فعالیت‌های واقعی اقتصاد است که با شاخص تولیدات صنعتی اندازه‌گیری می‌شود.

چن و هسو[۲۲](۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های ۸۴ کشور جهان در طول سال‌های ۱۹۸۴ تا ۲۰۰۸ به بررسی اثر نوسان‌های قیمت نفت بر فرایند جهانی‌شدن پرداختند و نتیجه گرفتند که نوسان‌های قیمت نفت به فرایند جهانی‌شدن لطمه می‌زند. در پژوهش‌های اخیر انجام‌شده در این حوزه، باشار و همکاران[۲۳] (۲۰۱۳) با استفاده از مدل خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) رابطهٔ بین نااطمینانی قیمت نفت و تعدادی از متغیرهای اقتصاد کلان را در کانادا مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند، نااطمینانی قیمت نفت باعث می‌شود تولید در بسیاری از زیربخش‌ها ازجمله تولیدات بادوام و غیربادوام کاهش یابد.

در بین مطالعات داخلی، ابریشمی و محسنی (۱۳۸۱) در مقاله‌ای براساس الگوی رشد فدر (۱۹۸۲) مبتنی‌بر رویکرد هم‌انباشتگی سیستمی جوهانسن، به بررسی رابطه بی‌ثباتی درآمدهای حاصل از صادرات نفتی و رشد اقتصادی در ایران پرداختند که نتایج این تحقیق حاکی از این است که بی‌ثباتی صادرات نفتی در بلندمدت اثری بر تولید ناخالص داخلی نداشته و این اثر تنها در کوتاه‌مدت ظاهر شده است.

---

۱۹. D. Bredin and J. Elder and S. Fountas

۲۰. H. Berument and N.B. Ceylan

۲۱. Soojin Jo

۲۲. S. Chen and K. Hsu

۲۳. Bashar and Wadud and Ahmed

ابراهیمی و سوری (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای با عنوان «زیان ناشی از نااطمینانی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی و ضرورت حساب ذخیره ارزی» به بررسی زیان‌های ناشی از نااطمینانی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. آنها به این منظور از یک تابع تولید برحسب نرخ رشد متغیرها استفاده کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان داد نااطمینانی درآمدهای نفتی، اثر منفی و کاملاً معناداری بر رشد اقتصادی ایران طی دوره (۱۳۷۹-۱۳۴۵) داشته است.

در مطالعه دیگری ختایی و سیفی‌پور (۱۳۸۷) اثر نااطمینانی درآمدهای نفتی بر نرخ ارز در ایران را با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی جوهانسون-جوسیلیوس بررسی کرده و نشان داده‌اند نااطمینانی در بازار ارز کشور باعث افزایش ریسک خریداران و فروشندگان ارز می‌شود.

ابونوری و خانعلی‌پور (۱۳۸۹) در مطالعه خود، اثر نااطمینانی حاصل از نوسان‌های قیمت نفت خام را بر عرضه آن بررسی کرده‌اند. به این منظور آنها ابتدا با استفاده از الگوی ناهمسان واریانس شرطی تعمیم‌یافته (GARCH) نااطمینانی حاصل از نوسان‌های قیمت واقعی نفت را محاسبه و سپس ضرایب بلندمدت مدل را برای هر کشور و به‌طور مجزا به‌وسیله الگوی خودبازگشت وقفه توزیعی، برآورد کرده‌اند. نتایج این پژوهش نشان داد که اثر نااطمینانی قیمت نفت خام بر عرضه آن، به شکل تابع مطلوبیت آن بستگی دارد.

پیری و همکاران (۱۳۹۰) در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر نوسانات صادرات نفت بر رشد بخش کشاورزی در ایران با پیروی از مدل فدر (۱۹۸۲) و با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL)» به بررسی اثر بی‌ثباتی صادرات نفت بر رشد بخش کشاورزی در طول دوره زمانی (۱۳۸۶-۱۳۵۰) پرداخته و نتیجه گرفته‌اند که شاخص بی‌ثباتی صادرات نفت بر ارزش افزوده بخش کشاورزی تأثیر منفی و معنی‌داری داشته است.

ابراهیمی (۱۳۹۰) نیز در مقاله‌ای به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت و نوسان‌های نرخ ارز حقیقی بر رشد GDPکشورهای صادرکننده نفت پرداخت و نشان داد رابطه بلندمدت بین قیمت نفت و رشد تولید، مثبت و رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و رشد تولید، منفی است.

سلمانی و همکاران (۱۳۹۱) تأثیر بی‌ثباتی قیمت‌های نفت را بر رشد اقتصادی ایران در طول دوره (۱۳۸۶-۱۳۶۰) مورد بررسی قرار داده‌اند. این پژوهشگران ابتدا شاخص بی‌ثباتی قیمت‌های نفت را با استفاده از روش ARCH و GARCH برآورد کرده و سپس با استفاده از روش فضا-حالت با الگوی ضرایب متغیر در طول زمان، اثرات شاخص بی‌ثباتی بر رشد اقتصادی ایران را برآورد کرده‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت، اثر منفی بر رشد اقتصادی ایران داشته است.

در مطالعه دیگری، جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی اثرات نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر تقاضای واردات در اقتصاد ایران پرداخته‌اند و نتیجه گرفته‌اند که نااطمینانی نرخ ارز واقعی، اثری منفی بر واردات داشته است.

۲. بررسی مدل

برای بررسی اثر نااطمینانی درآمدهای نفتی بر واردات کالا، نخست الگوی مربوط به نااطمینانی درآمدهای نفتی ارائه می‌شود.

۲-۱. الگوی ناهمسان واریانس شرطی تعمیم‌یافته (GARCH)

در مدل‌های اقتصادسنجی مرسوم فرض بر آن است که واریانس جزء اختلال در کل دوره زمانی نمونه ثابت است. اما بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی در دوره‌هایی با نوسان‌های زیادی همراه هستند و در پی آن در دوره‌هایی، تغییرهای اندکی را پشت سر می‌گذارند. در این شرایط، فرض وجود واریانس ثابت یا واریانس همسانی برقرار نیست.

انگل۲۴ برای رهایی از این فرض محدودکننده، روش جدیدی با نام ۲۵ARCH را پایه‌گذاری کرد. در این روش، فرض بر این است که جمله تصادفی دارای میانگین صفر و به‌طور سریالی غیرهمبسته، ولی واریانس آن با فرض وجود اطلاعات گذشته خود متغیر شکل می‌گیرد. یکی از دلایل استفاده از مدل‌های ARCH وجود خطاهای پیش‌بینی کوچک و بزرگ در خوشه‌های۲۶ اقتصادی (مانند نرخ ارز و تورم) است؛ به‌گونه‌ای که ممکن است سری یادشده در طول سال‌های مختلف، رفتارهای متفاوتی را از خود به‌نمایش بگذارد. به‌عبارت دیگر، در برخی سال‌ها دارای نوسان کم و در برخی سال‌های دیگر دارای نوسان زیاد باشد. در چنین شرایطی انتظار می‌رود که واریانس در طول روند تصادفی سری موردنظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جمله‌های خطا باشد. درواقع مزیت مدل‌های ARCH در این است که می‌تواند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشتهٔ خود توضیح دهد (ابونوری، خانعلی‌پور و عباسی، ۱۳۸۸).

ساده‌ترین مدل برای واریانس شرطی، مدل ARCH(q) پیشنهادشده توسط انگل است که در آن واریانس شرطی، میانگین وزنی مربع خطاهای پیش‌بینی گذشته می‌باشد:

(۱)

$$\varepsilon_t = V_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2}$$

و V_t فرایند نوفه سفید۲۷ است. (کازرونی و دولتی، ۱۳۸۶)

بالرسلو۲۸ (۱۹۸۶) توانست الگوی اولیه ارائه‌شده توسط انگل را توسعه دهد. وی روشی را ابداع کرد که براساس آن، واریانس شرطی می‌تواند یک فرایند ۲۹ARMA باشد. فرض می‌کنیم فرایند خطا، دارای الگوی زیر باشد:

(۲)

$$\varepsilon_t = V_t \sqrt{h_t}$$

به‌گونه‌ای که $\sigma_v^2 = 1$ و

(۳)

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j}$$

در این مدل ARCH(p,q) تعمیم‌یافته که به‌اصطلاح GARCH(p,q) نامیده می‌شود، هم اجزای خودهمبسته و هم اجزای

---

۲۴. Engle

۲۵. Autoregressive Conditional Heteroskedastic

۲۶. Clusters

۲۷. White Noice

۲۸. Bollerslev

۲۹. Autoregressive Moving Average

میانگین متحرک در معادله واریانس ظاهر می‌شوند (اندرس[۳۰]، ۲۰۰۴).

شرط لازم برای مثبت بودن واریانس شرطی، مثبت بودن تمام ضرایب ε_{t-i}^2 و h_{t-j} است. یعنی باید داشته باشیم:

$$\alpha_i > 0 \quad \forall i=1,2,\dots,q \qquad \beta_j > 0 \quad \forall j=1,2,\dots,p$$

همچنین باید داشته باشیم: $\alpha_0 > 0$ (ابونوری، خانعلی‌پور و عباسی، ۱۳۸۸). عمومی‌ترین شکل نوسان‌پذیری شرطی GARCH(1,1) به‌شکل زیر ارائه می‌شود:

(۴)

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

برای به‌دست آوردن مناسب‌ترین مدل ARCH یا GARCH از معیارهای آکائیک و شوارتز-بیزین استفاده می‌شود (کازرونی و دولتی، ۱۳۸۶).

۲-۲. الگوی خودتوضیح وقفه گسترده (ARDL)

به‌منظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو می‌توان از روش‌های هم‌جمعی مانند روش انگل-گرنجر و مدل‌های تصحیح خطا مانند سازوکار تصحیح خطا[۳۱] (ECM) استفاده کرد. استفاده از روش هم‌جمعی انگل-گرنجر دارای محدودیت‌های زیادی است، به‌گونه‌ای که توزیع حدی برآوردکننده‌های حداقل مربعات در آن غیرنرمال هستند؛ که بر این اساس انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های معمول، بی‌اعتبار خواهد بود. همچنین، این روش بر پیش‌فرض وجود یک بردار هم‌جمعی استوار است و در شرایطی که بیش از یک بردار هم‌جمعی وجود داشته باشد، استفاده از این روش موجب ناکارایی خواهد شد. به‌منظور برطرف کردن این محدودیت‌ها در استفاده از روش انگل-گرنجر، می‌توان از روش‌های دیگری مانند روش خودتوضیح برداری وقفه گسترده (ARDL) استفاده کرد. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه هم‌جمعی متغیرها، که در روش انگل-گرنجر ضروری است، نیازی نیست. همچنین، در این روش ضریب‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل به‌طور هم‌زمان برآورد شده و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی نیز رفع می‌شود. درنتیجه، برآوردگرهای حاصل از روش ARDL، به‌دلیل پرهیز از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون‌زایی، نااریب و کارا هستند (ابونوری و خانعلی‌پور، ۱۳۸۹). با این توضیح در این مقاله، پس از محاسبه شاخص نااطمینانی درآمدهای نفتی، اثر آن با استفاده از الگوی خودتوضیح وقفه گسترده (ARDL) بر واردات کالا مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر این اساس، مدلی که برای واردات کالا تصریح و مورد برآورد قرار می‌گیرد به این شکل است:

(۵)

$$LM_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j LM_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} LY_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} LUNCR_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} LP_{t-j} + \theta_0 T + V_t$$

در این تابع، LM، LY، LUNCR، LP به‌ترتیب واردات کالا (به دلار)، درآمدهای نفتی (به دلار)، نااطمینانی درآمدهای نفتی و قیمت نسبی کالاهای وارداتی به کالاهای داخلی (P=PM/PD) هستند و تمام متغیرها به‌صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند. پیش از بحث درباره رابطه بلندمدت متغیرهای الگو، لازم است از وجود هم‌جمعی بین متغیرهای موجود اطمینان حاصل شود، زیرا برای آنکه الگوی پویای خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی به‌سمت تعادل بلندمدت گرایش داشته باشد، باید مجموع ضرایب باوقفهٔ (p تعداد وقفه) متغیر وابسته ($\sum_{i=1}^{p} \widehat{\Phi}_i$) در الگوی پویای برآوردی

---

۳۰. Walter Enders

۳۱. Error Correction Model

کوچک‌تر از یک باشد. بنابراین، برای آزمون وجود هم‌جمعی در الگوی خودبازگشت وقفه توزیعی، آزمون فرضیه‌های زیر لازم است:

$$H_0: \sum_{i=1}^{p} \widehat{\Phi}_i - 1 \geqslant 0$$

$$H_1: \sum_{i=1}^{p} \widehat{\Phi}_i - 1 < 0$$

کمیت آماره t موردنیاز برای انجام آزمون بالا به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۶)

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \widehat{\Phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} SE\widehat{\Phi}_i}$$

که در آن $SE\widehat{\Phi}_i$ انحراف معیار متغیر وابسته در وقفه iام است.

مقدار آماره رابطه (۶) با کمیت بحرانی بنرجی[۳۲]، دولادو[۳۳] و مستر[۳۴] (۱۹۹۲)، مقایسه می‌شود. چنانچه مقدار آماره t به‌دست‌آمده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی باشد، فرضیه H_0 (نبود هم‌جمعی) رد شده و وجود رابطه تعادلی بلندمدت تأیید می‌شود. پس با رد فرضیه H_0، می‌توان به بررسی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پرداخت (ابونوری و خانعلی‌پور، ۱۳۸۹).

۳. تخمین مدل و تحلیل تجربی

برای استخراج شاخص نااطمینانی درآمدهای نفتی از طریق الگوی GARCH اطلاعات فصلی، متغیر درآمدهای نفتی را در اقتصاد ایران و در دوره زمانی (۱۳۹۳-۱۳۶۹) درنظر می‌گیریم. به این منظور ابتدا پایایی سری زمانی درآمدهای نفتی بررسی شده است. نتایج آزمون پایایی از طریق آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته[۳۵] (ADF) نشان می‌دهد که سری درآمدهای نفتی پایا است. در تخمین الگوی GARCH ابتدا باید مدل اولیه‌ای برای تبیین رفتار درآمدهای نفتی برآورد شود. با استفاده از نمودار همبستگی‌نگار، R^2، $\bar{R}^2$، معیارهای آکائیک[۳۶] و شوارتزبیزین[۳۷]، بهترین مدلی که برای برآورد تابع رفتاری درآمدهای نفتی در دوره موردمطالعه انتخاب شد، مدل ARMA(1,1) است. در این مدل R^2، $\bar{R}^2$ بیشترین مقدار و معیارهای آکائیک و شوارتزبیزین کمترین مقدار را نسبت به مدل‌های رقیب داشته‌اند. پیش از برآورد الگوی GARCH باید از وجود اثرات آرچ و همچنین فقدان خودهمبستگی در پسماند مدل درآمدهای نفتی اطمینان یافت. برای بررسی وجود یا نبود خودهمبستگی در پسماند مدل درآمدهای نفتی، آزمون براش-گودفری[۳۸] مورد استفاده قرار می‌گیرد. فرضیه صفر این آزمون بیان می‌کند که خودهمبستگی وجود ندارد.

جدول شماره (۱). نتایج آزمون Breusch-Godfrey

---

۳۲. Banerjee

۳۳. Dolado

۳۴. Mestre

۳۵. Augmented Dickey- Fuller

۳۶. Akaike

۳۷. Schwarz-Bayesian

۳۸. Breusch-Godfrey

سطح معنی‌داری	آماره محاسباتی	آماره
۰/۱۹۱	۱/۶۸	F-statistic
۰/۱۸۰	۳/۴۲	Obs*R-squared

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول شماره (۱) بیان می‌کند که فرض صفر مبنی‌بر نبود خودهمبستگی تأیید می‌شود. همچنین در مرحله بعد به‌منظور بررسی وجود یا فقدان اثرات ARCH آزمون LM ARCH بررسی شده و نتایج به‌دست‌آمده به‌شرح زیر است.

جدول شماره (۲). نتایج آزمون LM ARCH

سطح معنی‌داری	آماره محاسباتی	آماره
۰/۰۰۸	۷/۳۷	F-statistic
۰/۰۰۸	۶/۹۴	Obs*R-squared

مأخذ: یافته‌های پژوهش

فرضیه صفر این آزمون بیان می‌کند که پویایی در معادله واریانس وجود ندارد و اثرات آرچ مشاهده نمی‌شود؛ اما براساس جدول بالا، فرض صفر مبنی‌بر عدم وجود اثرات آرچ رد شده است و در پسماند مدل ARMA(1,1) اثرات آرچ موجود است. پس از تأیید وجود اثرات آرچ می‌توان به مدل‌سازی نااطمینانی ناشی از واریانس ناهمسانی در سری درآمدهای نفتی پرداخت. به این منظور از الگوی GARCH استفاده شده است. الگوی GARCH از دو جزء خودتوضیح پسماندها و واریانس شرطی[۳۹] تشکیل شده است که هر دو جزء با وقفه‌هایی در الگو ظاهر می‌شوند که این وقفه‌های بهینه، مرتبه الگو را تعیین می‌کنند. با توجه به حداقل مقدار معیارهای آکائیک و شوارزبیزین، الگوی GARCH(1,1) به‌عنوان الگوی بهینه مورد برآورد قرار گرفت. نتایج حاصل از برازش الگوی GARCH(1,1) در جدول شماره (۳) خلاصه شده است.

جدول شماره (۳). نتایج برآورد الگوی GARCH(1,1)

سطح احتمال	آماره z	انحراف معیار	ضرایب	
	معادله میانگین			
۰/۰۰۰	۷/۷۱	۶۱۰/۶	۴۷۱۰/۷	C
۰/۰۰۰	۷/۸۷	۰/۱۰۳	۰ /۸۱۷	AR(1)
۰/۰۱۶	۲/۳۹-	۰/۱۹۹	–۰/۴۷۷	MA(1)
	معادله واریانس			
۰/۱۸۷	۱/۳۱	۴۳۴۰۳۸/۵	۵۷۱۹۳۸/۴	C
۰/۰۱۵	۲/۴۲	۰/۲۷۲	۰/۶۶۱	RESID(-1)^2
۰/۰۰۱	۳/۲۶	۰/۱۳۴	۰/۴۳۸	GARCH(-1)

۳۹. Conditional Variance

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در الگوهای GARCH، واریانس شرطی پسماندها به‌عنوان شاخص نااطمینانی و نوسان‌های متغیر استفاده می‌شود که در این مطالعه نیز از این رویه استفاده شده است. سپس با استفاده از الگوی ARDL اثر این شاخص بر واردات کالا مورد بررسی قرار گرفته است. پیش از برآورد الگوی ARDL، پایایی[۴۰] متغیرهای مدل واردات کالا مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته که در جدول شماره (۴) آمده است، نشان می‌دهد که متغیرهای LY و LUNCR در سطح پایا هستند، اما متغیرهای LM، LP ناپایا هستند و با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند. البته همان‌گونه که پیش از این بیان شد، مزیت مهم روش ARDL در بین روش‌های هم‌انباشتگی این است که روش یادشده بدون درنظر گرفتن اینکه متغیرهای مدل، I(1) یا I(0) هستند، کاربرد دارد.

جدول شماره (۴). نتایج آزمون پایایی متغیرها[۴۱]

متغیر	آماره ADF	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	نتیجه آزمون
LY(C)	-۴/۲۹	-۲/۸۹	پایا
LUNCR (C)	-۴/۹۰	-۲/۸۹	پایا
LM	-۱/۰۵	-۱/۹۴	ناپایا
DLM	-۴/۰۹	-۱/۹۴	پایا
LP	-۰/۶۵	-۱/۹۴	ناپایا
DLP	-۳/۸۵	-۱/۹۴	پایا

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به متغیرها در الگوی پویا را می‌توان براساس یکی از معیارهای آکائیک، شوارزبیزین، حنان‌ـکوئین[۴۲] یا ضریب تعیین تعدیل‌شده[۴۳] تعیین کرد. در این مطالعه برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه از معیار شوارزـبیزین استفاده کردیم که در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و درنتیجه برای نمونه‌هایی با کمتر از ۱۰۰ مشاهده، بسیار مناسب است. پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، مدل ARDL به کمک نرم‌افزار Microfit(4) تخمین زده شد که نتایج حاصل از آن در جدول شماره (۵) ارائه شده است.

جدول شماره (۵). برآورد الگوی پویای ARDL(1,0,0,0) (مربوط به واردات کالا)

متغیرها	ضرایب	[احتمال] آماره آزمون
LM (-1)	۰/۵۸۷	]۰/۰۰۰[۹/۰۷
LY	۰/۲۸۰	]۰/۰۰۳ [۳/۱۲
LUNCR	۰/۰۹۴	]۰/۰۰۰[۴/۱۵

۴۰. Stationary

۴۱. C بیانگر عرض از مبدأ، T متغیر روند و D عملگر وقفه است.

۴۲. Hannan-Quinn

۴۳. R-Bar Squared

LP	−۰/۴۸۷	]۰/۰۰۰[−۶/۹۹
α_0	۵/۶۷	]۰/۰۰۰[۵/۵۱
T	۰/۰۱۱	]۰/۰۴۲[۲/۰۷
	Durbin ′s h-St. =	۰/۹۹ R^2 =
		]۰/۱۲۳[۱/۵۴۳
Serial Correlation		]۰/۰۰۰ [۱۸۶۲/۶ F=
		]۰/۱۸۰[۶/۲۷۱=

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول بالا ملاحظه می‌شود، تمام متغیرهای موجود در مدل واردات کالا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند. همچنین آماره R^2 نشان‌دهندهٔ توضیح‌دهندگی بسیار خوب الگوی تصریح‌شده است. آماره F به‌دست‌آمده نیز معنادار بودن کل ضرایب را در الگوی برآوردشده کاملاً تأیید می‌کند. با توجه به اینکه در الگوی برآوردشده، متغیر وابسته با یک وقفه به‌عنوان متغیر توضیحی وارد شده است، لذا نمی‌توان از آماره دوربین‌واتسون برای آزمون مشکل خودهمبستگی بین پسماندها استفاده کرد. در این حالت آماره h-Durbin کاربرد دارد که براساس آماره این آزمون، فرضیه صفر مبنی‌بر نبودن خودهمبستگی بین پسماندها پذیرفته شد و همچنین آزمون ضریب لاگرانژ (LM) آن را تأیید کرد. نتایج مربوط به الگوی پویای ارائه‌شده در جدول شماره (۵) نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی و نااطمینانی درآمدهای نفتی بر واردات کالا تأثیر مثبت و معناداری دارند. با افزایش درآمدهای نفتی، امکانات درآمدی کشور افزایش می‌یابد و موجب افزایش خرید کالا و خدمات از بازارهای جهانی یا افزایش واردات می‌شود. همچنین با افزایش نااطمینانی درآمدهای نفتی، ریسک و عدم اطمینان از دریافت درآمدهای نفتی افزایش می‌یابد که در این شرایط، انتظار می‌رود واردات کالا که بخشی از آن به کالاهای ضروری و مواد اولیه موردنیاز بنگاه‌های تولیدی اختصاص دارد، افزایش یابد تا از این طریق نیازهای داخلی واحدهای اقتصادی تأمین شود و در این راه اختلال کمتری به‌وجود آید. قیمت نسبی کالاهای وارداتی به کالاهای داخلی تأثیر منفی و معناداری بر واردات کالا دارد؛ به‌نحوی‌که با افزایش قیمت نسبی کالاهای وارداتی، تقاضا برای واردات کاهش می‌یابد. همچنین واردات کالا با یک وقفه تحت تأثیر خودش است. یکی از مزایای برآورد الگوی پویا این است که می‌توان وجود رابطه تعادلی بلندمدت را مورد آزمون قرار داد. برای این کار از روش ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر که پیش از این بیان شد استفاده شده است. طبق این آزمون شرط اینکه رابطه پویا به‌سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، این است که مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته در الگوی پویای برآوردشده کمتر از یک باشد. آماره t به‌دست‌آمده در این آزمون عبارت است از:

$$t = \frac{۰/۵۸۷-۱}{۰/۰۶۴} = -۶/۴۵$$

با مقایسه آماره به‌دست‌آمده با کمیت بحرانی بیان‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه صفر مبنی‌بر نبود هم‌جمعی بین متغیرهای الگو رد شده و درنتیجه یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی واردات کالا وجود دارد. جدول شماره (۶) نتایج به‌دست‌آمده از رابطه تعادلی بلندمدت را نشان می‌دهد.

جدول شماره (۶). نتایج ضرایب بلندمدت برآوردی

متغیرها	ضرایب	[احتمال] آماره آزمون
LY	۰/۶۸۱	]۰/۰۰۹ [۲/۶۷
LUNCR	۰/۲۲۸	]۰/۰۰۰[۴/۱۸
LP	−۱/۱۸	]۰/۰۰۰[−۷/۷۰
α_0	۱۳/۷۶	]۰/۰۰۰[۹/۳۴
T	۰/۰۲۸	]۰/۰۱۰[۲/۶۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اطلاعات جدول شماره (۶) نشان می‌دهد که نااطمینانی درآمدهای نفتی بر واردات کالا اثری مثبت و معنادار دارد که این یافته مطابق انتظار به‌دست آمده است؛ چون در شرایط عمومی به‌نظر می‌رسد مردم و دولت ریسک‌گریزند. هنگامی‌که درآمدهای حاصل از صادرات نفتی نوسان پیدا می‌کند، به‌گونه‌ای که دولت از تأمین درآمدهای نفتی آیندهٔ خود مطمئن نیست و احتمال می‌دهد که در آینده درآمدهای نفتی کمتر شود، واردات کالاها افزایش می‌یابد تا از این طریق در تأمین نیازهای اساسی کشور اطمینان به‌دست آید. در تفسیر هریک از ضریب‌های برآوردی می‌توان گفت ضریب LUNCR نشان‌دهنده این است که در بلندمدت یک درصد افزایش در نااطمینانی درآمدهای نفتی به‌طور متوسط موجب افزایش ۰/۲۲۸ درصدی واردات کالا خواهد شد. نااطمینانی از درآمدهای نفتی، فضای نامطمئنی را در در زمینه دریافت‌های ارزی کشور به‌وجود می‌آورد که در این شرایط، هزینه‌های واردات کالاها ازجمله کالاهای ضروری مصرفی و واسطه‌ای افزایش می‌یابد و این نااطمینانی میل به واردات کالا را بیشتر خواهد کرد. ضریب LYدر مدل برآوردی نشان‌دهندهٔ این است که در بلندمدت یک درصد افزایش در درآمدهای نفتی به‌طور متوسط موجب افزایش ۰/۶۸۱ درصدی واردات کالا خواهد شد. افزایش درآمدهای نفتی، قدرت خرید کشور از بازارهای بین‌المللی را افزایش می‌دهد و موجب افزایش واردات کالا خواهد شد. این یافته از دو طریق قابل‌توجیه است: با افزایش درآمدهای حاصل از فروش نفت، عرضه ارز افزایش و در پی آن نرخ ارز کاهش خواهد یافت که در نتیجهٔ آن، قیمت نسبی کالاهای وارداتی کاهش و واردات تشویق می‌شود. همچنین به‌دنبال افزایش درآمدهای نفتی نقدینگی افزایش می‌یابد که در این‌صورت ممکن است واردات کالا افزایش یابد. همچنین ضریب LP بیان می‌کند که در بلندمدت یک درصد افزایش در قیمت نسبی کالاهای وارداتی به کالاهای تولیدشده در داخل به‌طور متوسط موجب کاهش (۱/۱۸−) درصدی واردات کالا خواهد شد. درواقع هنگامی‌که قیمت کالاهای وارداتی نسبت به قیمت کالاهای داخلی گران‌تر شود، با کاهش تقاضای کالای خارجی، واردات کالا به کشور کاهش می‌یابد.

۱−۳. برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM)

الگوی تصحیح خطا رابطهٔ بین نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها و مقادیر تعادلی بلندمدت آنها را مورد بررسی قرار می‌دهد. برای ارائهٔ الگوی تصحیح خطا، جمله‌های خطای مربوط به رگرسیون هم‌جمعی با یک وقفه زمانی به‌عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو قرار می‌گیرد. نتایج به‌دست‌آمده از تخمین الگوی تصحیح خطا در جدول شماره (۷) ارائه شده است.

جدول شماره (۷). برآورد الگوی تصحیح خطا مربوط به واردات کالا

متغیرها	ضرایب	[احتمال] آماره آزمون
dLY	۰/۲۸۰	]۰/۰۰۳ [۳/۱۲
dLUNCR	۰/۰۹۴	]۰/۰۰۰[۴/۱۵
dLP	−۰/۴۸۷	]۰/۰۰۰[−۶/۹۹
dα_0	۵/۶۷	]۰/۰۰۰[۵/۵۱
DT	۰/۰۱۱	]۰/۰۴۲[۲/۰۷
ecm(-1)	−۰/۴۱۲	]۰/۰۰۰[− ۶/۳۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضریب جمله تصحیح خطا (ECM) در الگوی تصحیح خطای برآوردی از لحاظ آماری معنادار و دارای علامت موردانتظار (منفی) است. این ضریب که (۰/۴۱−) است، نشان می‌دهد که در هر دوره ۰/۴۱ از اختلاف بین مقدار واقعی و بلندمدت یا تعادلی واردات کالا حذف و تعدیل شده و از این طریق واردات کالا به مقدار تعادلی بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت نقش درآمدهای نفتی در میزان واردات کالا در این مقاله، با استفاده از روش ARDL اثر نااطمینانی درآمدهای نفتی بر واردات کالا در دوره زمانی (۱۳۹۳-۱۳۶۹) برای اقتصاد ایران بررسی شد. نتایج حاصل از مدل تعادلی بلندمدت برآوردی نشان داد واردات کالا رابطه مثبت و معنی‌داری با نااطمینانی درآمدهای نفتی و درآمدهای نفتی دارد و با قیمت نسبی کالاهای وارداتی، دارای رابطه منفی و معنی‌دار است. براساس نتایج به‌دست‌آمده از تخمین این مدل، کشش واردات کالا نسبت به نااطمینانی درآمدهای نفتی، درآمدهای نفتی، قیمت نسبی کالاهای وارداتی به‌ترتیب ۰/۲۲۸، ۰/۶۸۱ و (۱/۱۸−) است. به‌این‌ترتیب یکی عوامل اثرگذار بر روند واردات کالا در کشور، نااطمینانی درآمدهای نفتی است. با توجه به اینکه حجم قابل‌توجهی از واردات کشور از محل درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت تأمین مالی می‌شود. پیش‌بینی افزایش (کاهش) درآمدهای نفتی منجر به تصمیم‌گیری در مورد میزان واردات کالاهای مختلف می‌شود. در این راستا، فضای نااطمینانی ناشی از نوسان‌های درآمدهای نفتی، موجب می‌شود که سیاست‌گذاران ترجیح دهند با استفاده از ابزارهای سیاستی مناسب اقدام به خرید بیشتر کالا از بازارهای جهانی و واردات بیشتر کالا کنند تا از این طریق تقاضای داخل ازجمله نیاز تولیدکنندگان به واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای و نیاز مصرف‌کنندگان به مصرف برخی از کالاها در داخل تأمین شود و شرایط باثباتی در بازار داخلی به‌وجود آید. درواقع نااطمینانی از درآمدهای نفتی نیز، واردات کالا به کشور را محدود نمی‌کند که یکی از دلایل آن تقاضای گسترده داخل برای کالاهای خارجی اعم از کالاهای مصرفی و واسطه‌ای است. در بخش دیگری از مقاله، الگوی تصحیح خطای مربوط به مدل تعادلی بلندمدت برآورد شد که براساس نتایج به‌دست‌آمده از آن، ضریب جمله تصحیح خطا (۰/۴۱−) به‌دست آمد. این ضریب از لحاظ آماری معنادار و دارای علامت مورد انتظار (منفی) است که نشان می‌دهد در هر دوره ۰/۴۱ از انحراف واردات واقعی کالا نسبت به مقدار تعادلی آن در بلندمدت حذف و واردات واقعی به مقدار تعادل بلندمدت آن نزدیک می‌شود.

منابع

الف ـ فارسی

ابراهیمی، محسن و سوری، علی. ۱۳۸۴. «زیان ناشی از نااطمینانی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی و ضرورت حساب ذخیره ارزی»، نامه مفید، شماره ۱۱، صص ۵۴-۴۳.

ابراهیمی، سجاد. ۱۳۹۰. «اثر شوک‌های قیمت نفت و نوسانات نرخ ارز و نااطمینانی حاصل از آنها بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب نفتی»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۹، صص ۱۰۵-۸۳.

ابریشمی، حمید و محسنی، رضا. ۱۳۸۱. نوسانات صادرات نفتی و رشد اقتصادی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۱۳، صص ۳۲-۱.

ابونوری، اسماعیل، خانعلی‌پور، امیر و عباسی، جعفر. ۱۳۸۸. اثر اخبار بر نوسان‌های نرخ ارز در ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۰.

ابونوری، اسماعیل و خانعلی‌پور، امیر. ۱۳۸۹. «آیا نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت نفت خام بر عرضه آن مؤثر است؟»، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۱، صص ۲۱۹-۱۹۱.

اندرس، والتر. ۲۰۰۴. اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، جلد اول، تهران: دانشگاه امام صادق.

پیری، مهدی، جاودان، ابراهیم و فرجی دیزجی، سجاد. ۱۳۹۰. بررسی تأثیر نوسانات صادرات نفت بر رشد بخش کشاورزی در ایران، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، شماره ۳، صص ۲۸۳-۲۷۵.

تشکینی، احمد. ۱۳۸۴. اقتصادسنجی کاربردی به کمک میکروفیت، مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران، تهران: چاپ اول.

جهانی حسین‌آبادی، زهرا. ۱۳۹۱. «بررسی حافظه بلند بودن نرخ ارز ایران و تأثیر تکانه‌های آن بر عدم اطمینان اسمی نرخ ارز»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه سمنان.

ختایی، محمود، و سیفی‌پور، رویا. ۱۳۸۷. «اثر نااطمینانی درآمدهای نفتی بر نرخ ارز در ایران»، علوم اقتصادی، شماره ۲، صص ۲۲-۷.

سپانلو، هاشم و قنبری، علی (۱۳۸۹)، «بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای واردات ایران به تفکیک کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۷، ص ۲۳۳-۲۰۹.

سلمانی، بهزاد، بهبودی، داود، اصغرپور، حسین و ممی‌پور، سیاب. ۱۳۹۱. «اثر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی ایران با تأکید بر حساب ذخیره ارزی»، اقتصاد کلان، شماره ۱۴.

طیبی، سید کمیل، خوش‌اخلاق، رحمان و فراهانی، مریم. ۱۳۹۰. «برآورد نااطمینانی در قیمت نفت سنگین ایران و سبد اوپک»، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۳۱، صص ۲۳-۱.

کازرونی، علیرضا و دولتی، مهناز. ۱۳۸۶. «اثر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی»، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۵، صص ۳۰۶-۲۸۳.

گسکری، ریحانه و اقبالی، علیرضا. ۱۳۸۴. «اثر شوک نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران»، فصلنامه

سیاست‌ها و پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۳۶، صص ۷۵-۶۲.

نوفرستی، محمد. ۱۳۸۹. ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، چاپ سوم، تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

ب- انگلیسی

Aliyu, S.U.R. 2009. "Impact of Oil Price Shock and Exchange Rate Volatility on Economic Growth in Nigeria", Research Journal of International Studies, Issue 11, pp. 4-15.

Bashar, O. H.M.N., Wadud, I.M. and Ahmed, H.J.A. 2013. "Oil Price Uncertainty, Monetary Policy and the Macroeconomy: The Canadian Perspective", Economic Modelling, No. 35, pp. 249-259.

Berument, H. and Ceylan, N.B. 2010. "The Impact of Oil Price Shocks on the Economic Growth of Selected Mena Countries", The Energy Journal, 31, pp. 149-176.

Bredin, D., Elder, J. and Fountas, S. 2010. "The Effects of Uncertainty about Oil Prices in G-7", Working Papers 200840, Geary Institute, University College Dublin.

Chen, S.S. and Hsu, K.W. 2012. "Does High Oil Pric Volatility Discourage International Trade?", Energy Economics, 34(5), pp. 1634-1643.

Elder, John and Serletis, A. 2009. "Oil Price Uncertainty", Journal of Money, Credit and Banking, 42, pp. 1137-1159.

Elder, J. and Serletis, A. 2009. "Oil Price Uncertainty in Canada", Energy Economics, 31(6), pp. 852-856.

Eltony, M.N. and Al-Awadi, M. 2002. "Oil Price Fluctuations and their Impact on the Macroeconomic Variables of Kuwait, A Case Study Using a VAR Model", International of Energy Research, 25(11), pp. 939-959.

Farzanegan, M. R. and Markwardt, G. 2009. "The Effects of Oil Price Shocks on the Iranian Economy", Energy Economics, 31, pp. 134-151.

Farzanegan, M. R. 2011. "Oil Revenues Shocks and Government Spending Behavior in Iran", Energy Economics, 33, pp. 1055-1069.

Ito, K. 2010. "The Impact of Oil Price Volatility on Macroeconomic Activity in Russia", Economic Analysis Working Papers, 9, pp. 1-10.

Jafari Samimi, A., Adibpour, M. and Heydarizadeh, N. 2012. "Exchange Rate Uncertainty and Imports: Evidence from Iran", Middle-East Journal of Scientific Research, 11, pp. 167-172.

Mahadevan, R. and Suadri, S. 2008. "A Dynamic Analysis of the Impact of Uncertainty on Import- and/or Export-led Growth: The Experience of Japan and the Asian Tigers", Japan and the World Economy, 20, pp. 155-174.

Metwally, M. M. 1993. "The Effect of The Decline in Oil Revenue on the Import Patterns of The Members of the Gulf Cooperation Council", International Journal of Energy Research, 17, pp. 413-424.

Olomola, P.A. and Adejumo, A.V. 2006. "Oil Price Shock and Macroeconomic Activities in Nigeria", International Research Journal of Finance and Economics, 3, pp. 28-34.

Rahman, S. and Serletis, A. 2012. "Oil Price Uncertainty and the Canadian Economy", Energy Economics, 34(2), pp. 603-610.

Rahmatsyah, T., Rajaguru, G. and Siregar, R. 2002. "Exchange Rate Volatility", Trade and Fixing for Life in Thailand, Japan and The World Economy, 14(4), PP. 445-470.

Soojin, J. 2012. "The Effects of Oil Price Uncertainty on The Macroeconomy", Bank of Canada Working Paper, 40, pp. 1-42.