اقتصاد کشاورزی/ جلد ۱۰/ شماره ۱/ صفحه‌های ۱۶-۱

تأثیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی

رضا حیدری کمال آبادی ، سید مجتبی مجاوریان ، مجتبی نبی زاده ذوالپیرانی[1]

تاریخ دریافت:۱۳۹٤/۰۸/۲۱ تاریخ پذیرش:۱۳۹٤/۱۲/۲٤

چکیده

هرگونه تغییر در شاخص های بازار نفت خام مانند قیمت یا درآمد، تا حدودی همه ی کشورهای صادرکننده نفت را متأثر می سازد. از آنجا که بخش عمده ای از بودجه دولت از صادرات نفت خام تأمین می شود، بررسی بی ثباتی درآمدهای نفتی بر بخش های مختلف اقتصاد ایران از جمله بخش کشاورزی دارای اهمیت زیادی است. بنابراین در این مطالعه تأثیر بی ثباتی درآمدهای نفتی بر روی ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران در دوره ۸۶-۱۳۵۰ با استفاده از الگویARDL بررسی شد. نتایج به دست آمده از این بررسی نشان داد که تأثیر موجودی سرمایه و نیروی کار بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در بلندمدت و کوتاه مدت مثبت و معنادار است در حالی که متغیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی در کوتاه مدت روی ارزش افزوده بخش کشاورزی تأثیر منفی می گذارد و در بلندمدت تأثیری ندارد. ضریب تصحیح خطا برآورد شده دارای علامت مورد انتظار بوده و نشان می دهد که تغییرات در ارزش افزوده بخش کشاورزی در هر دوره ۴۵ درصد تصحیح می شود. نتایج آزمون‌های ثبات پایداری نیز نشان داد که مشخصه (پارامتر)های برآورد شده ثبات دارند. در نهایت تقویت صادرات بخش کشاورزی و به کارگیری ابزار و سیاست های مناسب می تواند از شدت تأثیر درآمدهای نفتی بر بخش کشاورزی بکاهد.

طبقه‌بندی JEL: Q19,C50,B22

واژه‌های کلیدی: ارزش افزوده بخش کشاورزی، بی‌ثباتی درآمدهای نفتی، الگوهای GARCH و ARDL، ایران.

[1] به ترتیب؛ دانشجوی دکترا ،دانشیار و دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
Email: nabizadeh.mojtaba@gmail.com

مقدمه

بازار نفت خام برای کشورهای صادرکننده آن از جهت درآمدهایی که از صدور این محصول به دست می آوردند دارای حساسیت بالایی است و تغییرپذیریهای درآمد نفت خام می تواند این کشورها را با چالش های فراوانی روبه رو سازد. از جمله پیامدهای تغییرپذیری درآمد نفت در بازار نفت خام، ایجاد خطر (ریسک) برای کشورهای صادرکننده این محصول نسبت به میزان درآمدها و هزینه های این کشورها می باشد (سالیو و فاسانیا ، ۲۰۱۰). ویژگی برونزا بودن تکانه‌های نفتی موجب می شود که در زمان افزایش قیمت بین المللی نفت، درآمدهای حجیمی وارد اقتصاد این کشورها شود و بروز تکانه های منفی، موجب کاهش شدید درآمدهای ارزی و منابع درآمدی آنها شود. این بی ثباتی ها به عنوان یکی از عامل های ناپایدار بودن رشد اقتصادی معرفی شده است (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۱).

برای کشورهای صادرکننده نفت، درآمدهای حاصل از فروش نفت، منبع بسیار مهمی از درآمدهای مالی و ارزی دولت‌ها را تشکیل می‌دهد. وابستگی این درآمدها به قیمت نفت در بازارهای جهانی و به عبارتی برونزا بودن آن را می‌توان دلیلی بر بروز نااطمینانی در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی دانست. بنابراین بی‌ثباتی در بازارهای جهانی نفت به بروز نبود تعادل و حتی بحران منجر می‌شود (براون و یوکل[1]، ۲۰۰۹). در بیشتر کشورهای صادرکننده نفت، بخش نفت نسبت به دیگر بخش‌ها دارای سهم ارزش افزوده بالایی در تولید ناخالص داخلی است، اما نگاهی به دگرگونی‌های اقتصادی کشورهای وابسته به نفت در رویدادهای دهه‌های گذشته نشان می‌دهد که افزایش شدید درآمدهای نفتی به بلای اقتصادی تبدیل شده است (بلک[2]، ۲۰۰۹).

اهمیت بررسی تأثیر بی‌ثباتی درآمد نفت در ایران به عنوان دومین تولیدکننده در میان کشورهای عضو اوپک، بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران از جمله بخش کشاورزی، به دلیل میزان بالای درآمد صادرات و نیز وابستگی زیاد بودجه سالیانه دولت به صادرات نفت، به گونه‌ای است که بی‌ثباتی بازارهای جهانی نفت، می‌تواند تأثیر زیادی بر کل ساختار اقتصادی ایران به جا گذارد (شکیبایی و همکاران، ۱۳۸۷). در وضعیتی که اقتصاد ایران وابستگی زیادی به درآمدهای نفتی دارد، تغییرات بازار نفت که از دگرگونی‌های برونزا سرچشمه می‌گیرد و از

[1] Brown and Yucel (2002)
[2] Balke et al. (2009)

کنترل سیاست‌گذاران اقتصادی بیرون است، درآمدهای نفتی کشور را با نوسان‌های زیادی روبه‌رو می‌کند. این درآمدهای ناپایدار، به عامل اصلی انتقال مستقیم بی‌ثباتی‌ها به رشد تولید ناخالص داخلی تبدیل شده است (پولترویچ و همکاران[1]، ۲۰۱۰).

مروری بر بررسی‌های انجام شده در رمینه بی‌ثباتی و رشد اقتصادی، نشان می‌دهد که رابطه دقیقی بین این دو وجود ندارد. گرچه انتظار می‌رود افزایش درآمدهای نفتی تأثیر مثبتی بر رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای صادرکننده نفت داشته باشد، اما بیشتر بررسی‌های انجام گرفته در این زمینه نشان می‌دهد کشورهایی که از نظر منابع طبیعی غنی هستند در مقایسه با کشورهایی که از این نظر محروم‌اند، رشد تولید ناخالص کمتری دارند (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۱). بررسی‌های چندی در داخل و خارج تأثیر بی‌ثباتی قیمت و درآمدهای نفتی را بر رشد و تولید ناخالص داخلی مورد بررسی قرار داده‌اند، اما بررسی‌هایی که تأثیرگذاریهای این بی‌ثباتی را بر بخش کشاورزی به طور مستقل بررسی کند کمتر به چشم می‌خورد. در ادامه به چند مورد از این بررسی‌ها اشاره می‌شود.

ریبز و راگواندین[2] (۲۰۰۵) به بررسی رابطه بین قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی کشور فیلیپین در دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸۱ با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری (VAR) پرداختند. کولگنی و مانرا[3] (۲۰۰۹) به بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی کشورهای عضو G7 در دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰ با استفاده از مدل‌های مارکوف-سوئیچینگ پرداختند. نازلیوگلی و لویتاس[4] (۲۰۱۱) وابستگی کوتاه‌مدت و بلندمدت میان قیمت نفت و قیمت کالاهای تجاری کشاورزی (گندم، پنبه، سویا و آفتابگردان) را در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۴ در ترکیه را با بهره‌گیری از روش علیت و تحلیل ضربه-واکنش (مدل VAR) بررسی کردند. بختیاری و حقی (۱۳۸۰) در پژوهش خود به تحلیل تغییرپذیریهای ساختاری پس از افزایش درآمد نفتی در چارچوب مدل اصلی بیماری هلندی پرداختند. نتایج به‌دست آمده نشان داد، بیماری هلندی در ایران به صورت پدیده ضد کشاورزی ظاهر شده ولی به دلیل ارتباطات ضعیف بین دو بخش نفت و کشاورزی، تأثیر افزایش درآمد نفت بر بخش کشاورزی به صورت غیر مستقیم است. پیری و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی تأثیر نوسان‌های صادرات نفت بر رشد بخش کشاورزی در طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۰ پرداختند. نتایج به‌دست آمده نشان داد،

[1] Polterovich et al (2010)
[2] Reyes and Raguindin (2005)
[3] Cologni and Manera (2009)
[4] Nazlioglu and Soytas (2011)

رابطه بلندمدت و همجمعی میان متغیر رشد بخش کشاورزی و دیگر متغیرهای لحاظ شده در مدل وجود داشته و تأثیرگذاریهای نوسان‌های صادرات نفت به عنوان یک متغیر جدید در کنار سایر متغیرها، بر رشد بخش کشاورزی منفی و معنی‌دار بوده است. صادقی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی تأثیر بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی با استفاده از مدل چرخشی مارکوف در دوره ۸۹-۱۳۴۷ پرداختند. نتایج به‌دست آمده گویای آن است که شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت با در نظر گرفتن دو رژیم متفاوت و در طول وقفه‌ها تأثیر منفی و معنادار بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد، اما شدت اثرگذاری در هر دو رژیم متفاوت است.

با توجه به مباحث پیشین، بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر بخش‌های مختلف اقتصادی ایران از جمله بخش کشاورزی می‌تواند اثرگذاریهای شایان توجهی بگذارد. بنابراین بررسی اثرگذاریهای درآمدهای نفتی بر رشد بخش کشاورزی ضروری می‌سازد. لذا هدف از این پژوهش بررسی تأثیر نوسان‌های و بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی است تا راهنمایی برای سیاست‌گذاران جهت کاهش اثرپذیری این بخش از نوسان‌های بازار جهانی نفت خام باشد.

مواد و روش‌ها

در بررسی تأثیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی، در آغاز باید به برآورد شاخص بی‌ثباتی درآمدهای نفتی پرداخته شود، از این رو نخست به بررسی الگوی مربوط به بی‌ثباتی درآمدهای نفتی پرداخته می‌شود و آن‌گاه مدل مربوط به رابطه بین بی‌ثباتی درآمدهای نفتی و ارزش افزوده بخش کشاورزی ارائه می‌شود.

معرفی شاخص بی‌ثباتی درآمدهای نفتی: یکی از مهم‌ترین مدل‌هایی که در شاخه‌های مختلف اقتصادسنجی برای برآورد شاخص‌های بی‌ثباتی استفاده می‌شود، مدل‌های خودرگرسیونی در شرایط ناهمسانی واریانس است (ناهیدی و نیکبخت، ۱۳۸۹). در این مطالعه نیز از این مدل‌ها استفاده شده است که در ادامه به معرفی این آنها می‌پردازیم:

۱- مدل ARCH : در آغاز فرض می‌شود که درآمدهای نفتی در فرآیند خودتوضیح مرتبه pام به صورت رابطه زیر شکل می‌گیرد.

$$TROIL_t = \pi_0 + \sum_{i=1}^{q} \pi_i TROIL_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن ε_t بر پایه اطلاعات موجود در زمان t، (Ψ_{t-1})، شکل می‌گیرد و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس h_t است. یعنی $(\varepsilon_t|\Psi_{t-1})\sim N(0,h_t)$. مدل واریانس ناهمسانی

شرطی خودرگرسیو (ARCH) توسط انگل (۱۹۸۲) معرفی شد. از این مدل برای گرفتن تغییرپذیریهای نااطمینانی درطول زمان استفاده می‌شود که به ما اجازه می‌دهد تا واریانس شرطی را طی تغییرپذیریهای زمان محاسبه کنیم. h_t به‌طور مشخص به صورت زیر است:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 \quad (۲)$$

که در آن h_t واریانس شرطی، ε_{t-1}^2 جمله‌های اخلال رابطه (۱) و α_i عامل‌هایی هستند که باید برآورد شوند. رابطه بالا به صورت ARCH(q) نشان داده می‌شود.

۲- مدل GARCH: بالرسلو (۱۹۸۶) تعیین واریانس شرطی را با وارد کردن ارزش‌های وقفه‌دار h_t در سمت راست معادله بالا بسط داد. بالرسلو h_t را به صورت زیر بیان کرد:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{q} \alpha_{1j} \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{2j} h_{t-j} \quad (۳)$$

این معادله به صورت GARCH(p,q) نشان داده می‌شود. برای مشخص شدن GARCH معادله $\sum_{j=1}^{q} \alpha_{1j} + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{2j}$ باید کوچکتر از یک باشد تا شرط مانایی برقرار باشد و همچنین α_{1j} و α_{2j} باید شرط نامنفی بودن را دارا باشند (نلسون، ۱۹۹۱).

۳- مدل EGARCH: مدل دیگری که امکان اثرگذاریهای نامتقارن جمله‌های خطای گذشته را بر واریانس خطای شرطی فراهم سازد، مدل GARCH نمایی یا EGARCH است. یکی از مشکلات مدل‌های GARCH این‌است که می‌بایست مثبت بودن همه ضریب‌ها به نوعی تضمین شود. نلسون h_t را به گونه‌ای مدل‌سازی کرد که در آن الزامی به اعمال قید غیر منفی وجود ندارد، بنابراین امکان منفی بودن ضریب‌ها در اینجا وجود دارد. معادله زیر را یک مدل EGARCH می‌نامیم:

$$\ln(\delta_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \left|\frac{\varepsilon_{t-i}}{\delta_{t-i}}\right| + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \ln(\delta_{t-1}^2) + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \left|\frac{\varepsilon_{t-i}}{\delta_{t-i}}\right| \quad (۴)$$

این مدل چندین برتری نسبت به مدل GARCH معمولی دارد. اول اینکه چون در این مدل δ_t^2 به صورت لگاریتمی وارد شده است، بنابراین حتی اگر مشخصه‌ها هم منفی باشند δ_t^2 مثبت خواهد بود. از این رو دیگر هیچ ضرورتی برای اعمال محدودیت غیر منفی ضریب‌ها وجود ندارد. دوم اینکه در مدل بالا امکان لحاظ کردن نبود تقارن تکانه‌های مثبت و منفی وجود دارد. برای به دست آوردن مناسب‌ترین مدل از ARCH یا GARCH، از معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز - بیزین (SBC) استفاده می‌شود (اندرس، ۲۰۰۴).

معرفی مدل ARDL: برای بررسی رابطه میان بی‌ثباتی درآمدهای نفتی و ارزش افزوده بخش کشاورزی از تابع تولید کاب-داگلاس به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$LY_t = \alpha LL_t + \beta LK_t + \theta LV_t + \varepsilon_t \quad (۵)$$

که در این رابطه LY: لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت است، LL: لگاریتم نیروی کار شاغل در بخش کشاورزی، LK: لگاریتم موجودی سرمایه در بخش کشاورزی به قیمت ثابت و LV: لگاریتم بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بخش کشاورزی است.

به منظور تحلیل ارتباط بلندمدت بین متغیرها و همچنین واکنش پویای بین آنها، از الگوی همجمعی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای برآورد مدل تجربی ارائه شده در رابطه (۵) استفاده می‌شود. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها، که در روش انگل-گرنجر ضروری است، نیازی نیست. همچنین این روش الگوی بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را به طور همزمان برآورد می‌کند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. لذا برآوردهای روش ARDL به دلیل پرهیز از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درونزایی، ناریب و کارا هستند. افزون بر این، الگوی نام‌برده این امکان را فراهم می‌آورد که سرعت تعدیل تکانه‌های وارده در کوتاه‌مدت به سمت مقادیر تعادلی بلندمدت نیز محاسبه شود (سیدیکی، ۲۰۰۰).

در این پژوهش ساده‌ترین شکل الگوی پویا بنا بر رابطه (۵) به صورت زیر است:

(۶)

$$LY_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i LY_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_0} \beta_i LL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_i LK_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \gamma_i V_{t-i} + u_{t1}$$

که در این رابطه p طول وقفه متغیر وابسته و q طول وقفه متغیرهای مستقل است و به ناچار برای همه متغیرهای مستقل یکسان نیست. در این رابطه اگر مجموع ضریب‌های برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد. برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام شود (نوفرستی، ۱۳۸۷).

$$H_0: \sum_{i=1}^{m} \alpha_i - 1 \geq 0 \qquad H_1: \sum_{i=1}^{m} \alpha_i - 1 < 0 \quad (۷)$$

کمیت آماره t موردنیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} s_{\hat{\alpha}_i}} \quad (۸)$$

با مقایسه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان موردنظر، می‌توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی برد. در صورت وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطارا فراهم می‌کند. معادلهٔ تصحیح خطای مدل را می‌توان به صورت رابطهٔ (۹) نوشت.

(۹)

$$\Delta LY_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_0} \beta_i \Delta LL_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_i \Delta LK_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \gamma_i \Delta LV_{t-i} + \theta ecm_{t-1} + u_{t2}$$

در این پژوهش داده‌های مربوط به ارزش افزوده بخش کشاورزی و موجودی سرمایه نیز و درآمدهای نفتی از بانک مرکزی و آمار نیروی کار فعال در بخش کشاورزی از بانک جهانی گرفته شده است. دوره زمانی به دلیل محدودیت داده‌ها سال‌های ۸۶-۱۳۵۰ است و برای انجام تحلیل نرم‌افزار Microfit و EViews استفاده شده است.

نتایج و بحث

همان‌طورکه بیان شد برای برآورد شاخص نوسان‌پذیری درآمدهای نفتی از مدل خودرگرسیونی تعمیم‌یافته در شرایط ناهمسانی واریانس استفاده می‌شود. پیش از برآورد این مدل لازم است مدل ARIMA برای متغیر لگاریتم درآمدهای نفتی برآورد زده شود. پیش از برآورد لازم است که ایستایی متغیرها را نیز بررسی شود. برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF[1]) و KPSS[2] استفاده شد. نتایج بررسی ایستایی متغیر لگاریتم درآمدهای نفتی نشان داد که این متغیر در تفاضل مرتبه دوم ایستا می‌شود. بنابراین برای مدلسازی ARIMA باید از تفاضل مرتبه دوم این متغیر استفاده کرد. با استفاده از روش باکس- جنگینز بهترین مدل، ARIMA(1,2,1) گزینش شد که به صورت زیر می‌باشد.

$$y = ۴۲۰/۷۴ + ۰/۳۴\ y(-۱) - ۰/۹۴\ \varepsilon(-۱)$$

(۱/۶۴) (۱/۸۷) (-۲۷/۶۴) (۱۰)

$R^2 = ۰/۲۴$ $F = ۵/۶۴$

در رابطه (۱۰) اعداد درون پرانتز مقادیر آماره آزمون t استیودنت را نشان می‌دهد که برای ضریب AR(1) و MA(1) معنی‌دار است. نتایج آزمون ایستایی جمله اخلال با استفاده از آزمون دیکی-فولر نیز نشان داد که اجزای اخلال ایستا است. در مرحله بعد، با استفاده از آزمون

[1] Augmented Dickey-Fuller
[2] Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992)

کلی خودهمبستگی بود یا نبود خودهمبستگی بین اجزای اخلال برای مدل ARIMA پیش-بینی شده بررسی شد. نتایج بررسی وجود خودهمبستگی بین اجزای اخلال در جدول (۱) آمده است. با توجه به نتایج جدول خودهمبستگی بین اجزای اخلال رفع شده است، زیرا مقادیر آماره‌های آزمون F و LM به ترتیب برابر ۰/۶۳ و ۱/۲۲ بوده که از مقادیر بحرانی کوچکتر می-باشند. لذا فرضیه صفر مبتنی بر نبود خودهمبستگی بین اجزای اخلال در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد نمی‌شود.

جدول(۱) نتایج آزمون خودهمبستگی بین اجزای اخلال

آماره آزمون	F	LM
مقدار آماره آزمون	۰/۶۳	۱/۲۲
مقدار احتمال (Pv)	۰/۵۳	۰/۵۴

منبع: یافته‌های تحقیق

مرحله بعدی در برآورد مدل GARCH برای بی‌ثباتی درآمدهای نفتی، نشان دادن واریانس ناهمسانی در جمله‌های اخلال معادله ARIMA برآوردشده است. نتایج بررسی بود یا نبود واریانس ناهمسانی در جمله اخلال در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول(۲) نتایج آزمون واریانس ناهمسانی بین اجزای اخلال

آماره آزمون	F	LM
مقدار آماره آزمون	۸/۶۵	۷/۳۰
مقدار احتمال (Pv)	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۶۹

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۲) می‌توان بیان کرد که مقادیر احتمال آماره‌های آزمون F و LM به ترتیب برابر ۰/۰۰۵۸ و ۰/۰۰۶۹ بوده که در ناحیه نبود پذیرش فرضیه صفر مبتنی بر واریانس همسانی بین اجزای جمله‌های اخلال قرار می‌گیرد و یا به عبارت دیگر بین اجزای اخلال در سطح یک درصد، واریانس ناهمسانی وجود دارد. مرحله پایانی برای برآورد شاخص بی‌ثباتی درآمدهای نفتی، برآورد معادله واریانس شرطی جمله‌های اجزای اخلال در شرایط واریانس ناهمسانی است. نتایج برآورد بهترین مدل به صورت زیر است:

$$\ln(\delta_t^2) = -۰/۴۲ - ۰/۴۵ \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\delta_{t-1}}\right) + ۱/۰۶ \ln(\delta_{t-1}^2) \qquad (۱۱)$$

(۰/۰۰) (۰/۰۰) (۰۰/۰۰)

$R^2 = ۰/۲۷$ $F = ۲/۲۷$

مدل بالا EGARCH(0,1) است. ضریب‌های برآورد شده بر پایه آماره t معنی‌دار هستند. پس از برآورد شاخص بی‌ثباتی درآمدهای نفتی، در مرحله بعد برای برآورد مدل تحقیق از روش ARDEL استفاده شد. پیش از پرداختن به برآورد مدل لازم است ایستایی متغیرهای به کار رفته در مدل بررسی شود. برای این منظور از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته و آزمون KPSS استفاده شد. این دو آزمون برای همه متغیرهای موجود در مدل آزمون شد. نتایج به‌دست آمده در جدول (۳) آمده است. نتایج گویای آن است که متغیر نیروی کار در سطح ایستاست. دیگر متغیرها هم در سطح ناایستا بوده ولی تفاضل مرتبه اول آنها ایستا هستند. مقادیر بحرانی آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته و آزمون KPSS در حالت با عرض از مبدأ و روند در سطوح معنی‌داری ۵ درصد به ترتیب برابر ۳/۶۴- و ۰/۱۴ است.

جدول (۳) نتایج آزمون ایستایی متغیرها

نوع آزمون	متغیر	LY	LL	LK	LV
ADF	آماره در سطح	-۲/۶۲	-۳/۴۲	-۲/۲۴	-۳/۴۲
	آماره در تفاضل مرتبه اول	-۴/۳۱	-	-۵/۸۳	-۵/۵۴
KPSS	آماره در سطح	۰/۱۴	۰/۰۹	۰/۵۲	۰/۱۸
	آماره در تفاضل مرتبه اول	۰/۰۹	-	۰/۰۷	۰/۰۷
	وضعیت ایستایی	I(۱)	I(۰)	I(۱)	I(۱)

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی تأثیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی، مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده برآورد شده است. بهترین وقفه‌ها با استفاده از نرم‌افزار Microfit برای هریک از متغیرهای مستقل و وابسته محاسبه شد. در این روش با استفاده از معیارهایی مانند شوارتز- بیزین، آکائیک و حنان کوئین وقفه‌های بهینه گزینش می‌شود. این مدل بر پایه آماره شوارتز- بیزین و با بیشینه یک وقفه برآورد شد. نتایج مربوط به برآورد الگوی پویای ARDL در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول (۴) نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل کوتاه‌مدت ARDL(1,0,0,0)

متغیر	ضریب‌ها	آماره t	سطح معنی‌داری
C	-۱/۱۳	-۱/۰۲	۰/۳۱
LY(-1)	۰/۶۵	۳/۲۵	۰/۰۰
LK	۰/۰۷	۳/۲۳	۰/۰۰
LL	۰/۵۴	۲/۰۳	۰/۰۵

ادامه جدول (۴) نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل کوتاه‌مدت ARDL(1,0,0,0)

متغیر	ضریب‌ها	آماره t	سطح معنی‌داری
LV	-۰/۰۳	-۱/۹۲	۰/۰۶

R^2 =0.86	$\bar{R}^2 = 0.85$
Durbin h = -1.03	F = 172.3 (0.00)
Serial Correlation: F = 0.73 (.54)	Normality: CHSQ = 3.36 (0.08)
Functional Form: F = 0.24 (0.61)	Heteroscedasticity : F = 1.11 (0.29)

منبع: یافته‌های تحقیق

برای تشخیص درست مدل، آزمون نبود همبستگی دوره ای (سریالی) جمله های اختلال، ناهمسانی جمله های اختلال، تصریح درست مدل و نرمال بودن توزیع جمله های اختلال استفاده می شود. نتایج این آزمون ها نشان می دهد که فرضیه های کلاسیک در همه ی مدل‌های برآورد شده صادق است. آماره‌های F و R^2 نیز گویای برآورد مناسب مدل هستند. نتایج نشان می‌دهد که متغیرها از لحاظ آماری اثر معنی‌داری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارند. بنابر نتایج جدول میزان موجودی سرمایه دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی است و با افزایش یک درصد در موجودی سرمایه، ارزش افزوده بخش کشاورزی به میزان ۰/۰۷ درصد افزایش می‌یابد. در واقع سرمایه‌گذاری بیشتر و افزایش میزان موجودی سرمایه، بستر لازم را برای گسترش فعالیت‌های تولیدی در بخش کشاورزی فراهم می‌آورد. همچنین با افزایش سرمایه‌گذاری، تأمین مالی فرایند تولید آسان شده و زمینه برای استفاده از فناوری‌ها و روش‌های نوین تولیدی ایجاد شود. ضریب برآورد شده برای نیروی کار نشان می‌دهد که نیروی کار مورد استفاده سهم بالای در تولید این بخش دارد و فرایند تولید این بخش کاربر به‌شمار آید. افزایش به کارگیری نیروی انسانی از یک سو باعث انجام به هنگام عملیات مربوط به فعالیت‌های تولید باعث افزایش تولید محصول شود. از سوی دیگر استفاده از نیروی کار ماهر با افزایش سرمایه انسانی، تولید در بخش را افزایش می‌دهد. نتایج بررسی پیری و همکاران (۱۳۹۰) و انصاری و حسینی‌یکانی (۱۳۹۳) نیز نشان داد که تأثیر دو متغیر موجودی سرمایه و نیروی کار بر ارزش افزوده بخش کشاورزی مثبت و معنادار است و نتایج این بررسی با نتایج بررسی آنان همخوانی دارد. ضریب متغیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی نشان می-دهد که با یک درصد افزایش در نوسان‌های کوتاه‌مدت درآمدهای نفتی، ارزش افزوده بخش ۰/۰۳ درصد کاهش می‌یابد. در واقع بی‌ثباتی درآمدهای نفتی روی تولید بخش کشاورزی تأثیر منفی دارد اما میزان اثرگذاری آن شایان توجه نیست. در واقع به دلیل وابستگی ایران به

درآمدهای نفتی باعث می شود که بی ثباتی و نوسان های بازار نفت روی بخش های مختلف از جمله بخش کشاورزی اثرگذار باشد. نتایج بررسی صادقی و همکاران (۱۳۹۲) نشان داد که شاخص بی ثباتی قیمت نفت روی تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی دارد. همچنین نتایج بررسی یزدانی و شرافتمند (۱۳۹۲) نشان داد که ضربه های منفی درآمد نفت تأثیر معنی داری بر سهم بخش کشاورزی نداشته، اما ضربه¬های مثبت درآمد نفت تأثیر منفی و معنی داری بر سهم بخش کشاورزی داشته است. نتایج بررسی پیری و همکاران (۱۳۹۰) نیز نشان داد که بی ثباتی صادرات نفت رشد بخش کشاورزی تأثیر منفی دارد. نتایج به دست آمده از این بررسی با نتایج بررسی های یاد شده همخوانی دارد. با استفاده از ضریب های مدل کوتاه مدت، می‌توان وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها را آزمون کرد. بنابر رابطه (۸) با کسر عدد یک از ضریب متغیر **LY(-1)** و تقسیم بر انحراف معیار آن و مقایسه با آماره بحرانی بنرجی و همکاران وجود رابطه بلندمدت را در سطح معنی‌داری ۵ درصد تأیید می‌کند. پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت نتایج مربوط به برآورد آن در جدول (۵) ارائه شده است. نتایج آزمون کرانه در جدول (۵) نشان می¬دهد که ارزش بحرانی این آزمون (۵/۰۷) بیشتر از ارزش کرانه پایین در سطح ۵ درصد است و بیانگر بنابراین وجود رابطه بلندمدت پایدار میان متغیرهای مدل **ARDL** است.

جدول(۵) نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل بلندمدت

متغیر	ضرایب	آماره t	سطح معنی‌داری
C	-۲/۱۵	-۱/۱۷	۰/۱۸
LK	۰/۰۸	۲/۱۱	۰/۰۴
LL	۱/۳۳	۲/۴۳	۰/۰۳
LV	-۰/۰۷	-۱/۳۱	۰/۱۷
Upper Bound Value	Lower Bound Value	(Bound test)	
۴/۹۶	۴/۱۸	F-statistic:۵/۰۷	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه برآورد رابطه الگوی بلندمدت نشان می‌دهد متغیرهای سرمایه و نیروی کار دارای تأثیر مثبتی روی ارزش افزوده بخش کشاورزی هستند و از لحاظ آماری معنادار هستند، در حالی که ضریب متغیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی در بلندمدت معنادار نیست. به عبارت دیگر نوسان‌های درآمدهای نفتی در بلندمدت روی ارزش افزوده بخش کشاورزی تأثیری ندارد. وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدلهای تصحیح- خطا را فراهم می‌کند. به منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت بین ارزش افزوده بخش کشاورزی و دیگر متغیرهای مورد

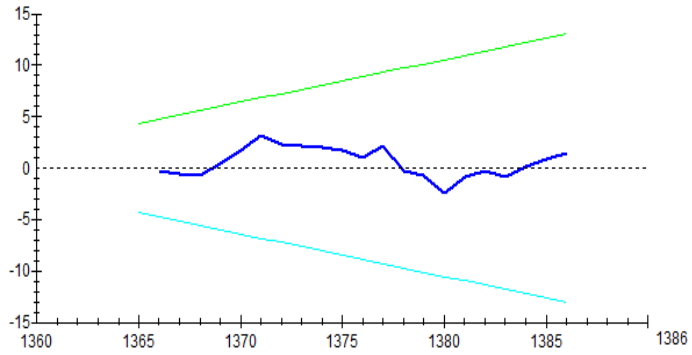
نظر در این مدل، از مدل تصحیح- خطا استفاده شد که نتایج آن در جدول (۶) آورده شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد، همه‌ی متغیرهای موجود در مدل در کوتاه‌مدت هماهنگ با تأثیر بلندمدت آنها است. در کوتاه‌مدت نیز همانند بلندمدت، تأثیر موجودی سرمایه و نیروی کار بر رشد بخش کشاورزی مثبت و معنادار است و تأثیر متغیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی منفی و معنی‌دار است. ضریب تصحیح خطا که نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است، برابر ۰/۴۳- برآورد شده است. این ضریب دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ مقداری نیز بیانگر سرعت نسبی بالای فرآیند تعدیل تکانه‌های وارده در کوتاه‌مدت است.

جدول(۶) نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل تصحیح خطا

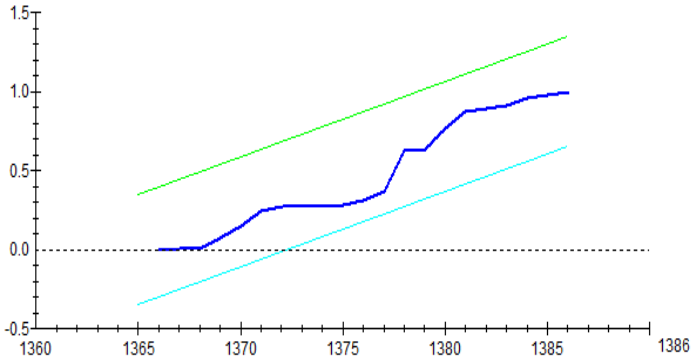
متغیر	ضرایب	آماره t	سطح معنی‌داری
d C	-۱/۲۱	-۱/۱۲	۰/۲۷
d LK	۰/۰۶	۲/۳۲	۰/۰۴
d LL	۰/۵۲	۲/۰۷	۰/۰۵
d LV	-۰/۰۳	-۲/۱۱	۰/۰۵
ecm(-1)	-۰/۴۳	-۲/۹۳	۰/۰۰
R^2 =0.36	$\bar{R}^2 = 0.25$		
D.W – statistic =2.28	F = 5.09 (0.01)		

منبع: یافته‌های تحقیق

آزمون‌های تشخیص، برای مشخص‌کردن ثبات مدل و تعیین ثبات ساختاری استفاده شد. در این تحقیق برای ثبات ضرایب برآوردی، آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ بررسی شد. در این آزمون‌ها فرضیه صفر مبنی بر ثبات مشخصه‌ها در سطح معنی‌داری ۵ درصد آزمون می‌شود. در صورتی که آماره آزمون در بین دو خط مستقیم قرار گیرند فرضیه صفر یعنی ثبات ضریب‌های پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون‌های یاد شده برای مدل برآوردی در نمودار (۱) و (۲) نشان داده شده است. از آنجا که مشخصه محاسباتی در درون محدوده خطوط راست قرار گرفته است لذا مشخصه‌های برآوردی در سطح معنی‌داری ۵ درصد ثبات دارند.



نمودار(۱) مجموع تجمعی باقی‌مانده‌ی تکراری (CUSUM)



نمودار(۲) مجموع تجمعی مربعات باقی‌مانده‌های تکراری (CUSUMSQ)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش تأثیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی روی ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران در دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۰با استفاده از الگوی ARDL بررسی شد. بنابراین در آغاز با استفاده از الگوی GARCH شاخص بی‌ثباتی درآمدهای نفتی استخراج شد. نتایج نشان داد که تأثیر موجودی سرمایه و نیروی کار بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت و معنادار است در حالی که متغیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی در کوتاه‌مدت روی ارزش افزوده بخش کشاورزی اثر منفی می‌گذارد و در بلندمدت روی تولید بخش کشاورزی تأثیری ندارد. ضریب تصحیح خطا برآورد شده دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ مقداری نیز بیانگر سرعت نسبی بالای فرآیند تعدیل تکانه‌های وارده در کوتاه‌مدت است. در نهایت آزمون‌های CUSUM

و CUSUMSQ نشان داد که مشخصه‌های برآوردی ثبات دارند. با توجه به تأثیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر بخش کشاورزی، ضرورت دارد که صادرات محصولات بخش کشاورزی تقویت شود و سیاست‌گذاران اقتصادی تمهیدات و سیاست‌های مناسب را به کار گیرند تا بتوانند تأثیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی ناشی از عامل‌های خارجی را مهار کنند و در مجموع از شدت تأثیر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی کاسته شود.

منابع

انصاری، ی. و حسینی یکانی، ع. (۱۳۹۳). اثر توسعه بازارهای مالی بر رشد بخش کشاورزی با استفاده از رهافیت ARDL، *نشریه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و دوم، ۸۵: ۲۳۷-۲۵۴.*

بانک مرکزی. (۱۳۹۲) نماگرهای اقتصادی، اداره بررسی‌های اقتصادی.

بختیاری، ص. و حقی، ز. (۱۳۸۰) بررسی آثار افزایش درآمدهای نفتی بر بخش کشاورزی، *نشریه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال نهم، ۳۵: ۱۳۸-۱۰۸.

پاسبان، ف. (۱۳۸۰) تأثیر نوسان‌های قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران، *نشریه پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی*، ۱(۱۲): ۱۲۶-۱۱۷.

پیری، م.، جاودان، ا. و فرجی‌دیزجی، س. (۱۳۹۰) بررسی تأثیر نوسانات صادرات نفت بر رشد بخش کشاورزی در ایران، *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، ۲۵(۳): ۲۸۳-۲۷۵.

سلمانی، ب.، بهبودی، د.، اصغرپور، ح. و ممی‌پور، س. (۱۳۹۱) اثر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی ایران با تأکید بر حساب ذخیره ارزی، *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، سال هفتم، ۱۴: ۱۳۰-۱۰۳.

شکیبایی، ع.، افلاطونی، ع. و نیکبخت، ل. (۱۳۸۷) بررسی رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت‌های نفت در کشورهای عضو اوپک، *مجله دانش و توسعه*، ۱۵: ۸۵-۶۷.

صادقی، س.ک.، متفکرآزاد، م.ع.، پورعبادالهیان کویج، م. و شهباززاده خیاوی، ا. (۱۳۹۲) اثر بی-ثباتی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی در ایران: تجزیه و تحلیل مدل چرخشی مارکوف، *فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، سال دوم، ۵: ۵۳-۲۹.

مهرآرا، م. و مکی‌نیری، م. (۱۳۸۸) بررسی رابطه غیر خطی میان درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی با استفاده از روش حدآستانه‌ای، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ششم، ۲۲: ۵۲-۲۹.

ناهیدی، م.ز و نیکبخت، ف. (۱۳۸۹) بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر شاخص سود نقدی و قیمت بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال سوم، ۱۱: ۵۹-۴۳.

نوفرستی، م. (۱۳۷۸) ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، *موسسه خدمات فرهنگی رسا*، تهران.

والتر اندرس، و. (۲۰۰۴) اقتصادسنجی سری‌های زمانی، مترجمان: مهدی صادقی و سعید شوال پور (۱۳۸۶)، دانشگاه امام صادق (ع).

یزدانی، س. و شرافتمند، ش. (۱۳۹۰) بررسی تاثیر ضربه‌های درآمد نفت بر بخش کشاورزی: آزمون بیماری هلندی، *نشریه اقتصاد کشاورزی*، ۵(۴): ۶۸-۵۱.

Balke, N., Brown, S. and Yucel, M. (2009) Oil Price Shocks and U.S Economic Activity: An International Perspective, *The Energy Journal*, Vol. 23:27-52.

Bollerslev, T. (1986) Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, Vol. 31, PP. 307–327.

Brown, S.P.A. and Yucel, M.K. (2002) Oil price shocks and the U.S. Economy: where does the asymmetry originate?, *Energy journal*, vol. 3, no. 23: 27-52.

Cologni, A. and Manera., M. (2009) The asymmetric effects of oil shocks on output growth: A Markov–Switching analysis for the G7 countries, *Economic Modeling*, 26, 1–29.

Nelson, D.B. (1991) Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, Vol. 59, PP. 347–370.

Polterovich, V., Popov, V. and Tonis, A. (2010) Resource Aboundance: A Curse or Blesing?, DESA Working, 93.

Reyes, R.G. and Raguindin, C.E. (2005) The Effects of Oil Price Shocks on the Philippine Economy: A VAR Approach, Working Paper, University of the Philippines, School of Economics.

Saban Nazlioglu, S. and Soytas, U. (2011) World oil prices and agricultural commodity prices: Evidence from an emerging market, *Science Direct, Energy Economics*, 33 : 488–496.

Sala-i-Martin X. and Subramanian, A. (2003) Addressing the Natural Resource Curse: An Illustration from Nigeria, NBER Working Paper Series.

Salisu, A.A. and Fasanya. A.N. (2010). Modelling oil price volatility with structural breaks, *Energy Policy*, 25:125-156.

Siddiki, J.U. (2000) Demand for Money in Bangladesh: A Co-integration Analysis. *Journal of Applied Economics*, 32: 1977-1984.

Uri N. D. (1996) Crude-Oil Price Volatility and Agricultural Employment in the USA, Natural Resources and Environment Division, *Economic Research Service*, United States, Department of Agriculture, 1301 New York Avenue NW, Washington, DC 2005-4788, USA.