بررسی ساختار بازار صادراتی انار در ایران

نینا کبیری[1]
n.kabiri98@yahoo.com

چکیده

انار، با برخورداری از ۵۵ هزار هکتار سطح زیر کشت و تولید سالانه در حدود۵۷۰/ ۵ هزار تن، یکی از مهم‌ترین محصولات باغی کشور است. طبق آمار موجود در حال حاضر ایران بزرگترین تولید کننده و صادر کننده انار در سطح جهان می‌باشد. آمار و اطلاعات به کار رفته در این مقاله، قیمت تمام شده، عمده فروشی وخرده فروشی در طی سال‌های ۹۳-۱۳۶۸ می باشد که از مرکز آمار و اطلاعات سازمان جهاد کشاورزی استخراج شده است. براساس نتایج بدست آمده از آزمون علیت، هیچ ارتباط علی میان قیمت عمده فروشی و قیمت سطح مزرعه انار وجود ندارد، در حالیکه که یک رابطه علی دو طرفه میان قیمت خرده فروشی و قیمت عمده فروشی وجود دارد. در ادامه، وجود رابطه تعادلی درازمدت میان قیمتهای خرده فروشی و عمده فروشی این محصول تایید شده است. همچنین با استفاده از شاخص هرفیندال ساختار بازار صادرات ایران بررسی شده است. نتایج نشاد داد به استثنای سال۱۳۸۶، در سایر سال های دوره مورد بررسی بازار انحصار چندجانبه ضعیف وجود دارد. در انتها با استفاده از پرسشنامه‌های جمع‌آوری شده میان باغداران، عمده فروشان، خرده فروشان و مسئولین مربوطه در کشور، نقاط قوت، نقاط ضعف، فرصت‌ها و تهدیدهای پیش روی تولید و صادرات انار در کشور شناسایی و در غالب ماتریس سوآت ارائه گردید.

طبقه بندی JEL: C13، Q13، Q11

کلیدواژگان: انار، ساختار بازار، شاخص هرفیندال، انتقال قیمت، حاشیه بازار

۱- کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی

مقدمه

قیمت نفت یکی از متغیرهای کلیدی هر اقتصاد است که در تعیین موقعیت اقتصاد هر کشور نقش بسزایی دارد. اقتصاد جهان در سال های مختلف نوسانات مثبت و منفی زیادی را در قیمت نفت خام تجربه کرده است. این نوسانات و تغییرات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای جهان تأثیر گذاشته و اقتصاد این کشورها را با چالشی جدی روبرو کرده است و موجب شده تا آن‌ها برای در امان ماندن از تأثیرات منفی ناشی از این شوک‌ها تدابیر مختلفی بیندیشند. بیشتر مطالعات انجام شده درباره‌ی اثر تغییرات قیمت نفت بر اقتصاد کشورها، برای کشورهای صنعتی انجام گرفته است، که اغلب وارد کننده نفت هستند. در این کشورها نفت به عنوان یکی از عوامل تولید بوده و افزایش قیمت آن آثار تورمی و رکودی دربرداشته است و کاهش قیمت آن به عنوان شوک مثبت طرف عرضه محسوب می‌شود. در حالی که در کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت این‌گونه نیست. از آنجایی که کشورهای در حال توسعه مخصوصا کشورهای صادرکننده نفت به دنبال صنعتی شدن هستند، بی‌ثباتی قیمت نفت برای آن‌ها دارای اهمیت بیشتری است؛ زیرا از یک سو در مسیر صنعتی شدن نیاز آن‌ها به نفت و انرژی افزایش می‌یابد و از سوی دیگر برای کشورهای صادرکننده نفت، درآمدهای نفتی، منبع اصلی درآمد آن‌ها است.

اقتصاد ایران به شدت وابسته به صادرات نفت بوده و آسیب‌پذیری آن نسبت به درآمدهای نفتی بسیار بالاست. درآمدهای نفتی تاثیرات دوگانه‌ای بر اقتصاد ایران دارند. از یک سو شواهد حاکی از رشد اقتصادی مناسب در سال‌هایی است که درآمدهای نفتی رشد ملایم و آرامی داشتند. در حقیقت رشد ملایم درآمدهای نفتی، رشد اقتصادی را از طرف عرضه و تقاضا تقویت می کند. درآمدهای نفتی به ویژه از کانال مخارج دولت به افزایش تقاضا در اقتصاد منجر می شود. از سوی دیگر از طرف عرضه نیز رونق درآمدهای نفتی با تسهیل واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای مورد نیاز صنایع و افزایش ورود تکنولوژی‌های جدید، رشد اقتصادی را تحریک می‌کند. برآیند این دو اثر، رشد تولید ناخالص داخلی را در سالهایی که درآمدهای نفتی به طور ملایم رشد کرده‌اند، افزایش می‌دهد. اما شواهدی نیز وجود دارد که نشان می دهد رونق درآمدهای نفتی در برخی دوره‌ها در اقتصاد ایران منجر به انبساط بخش های غیر قابل مبادله (مانند مسکن و خدمات) و انقباض بخش های قابل مبادله (مانند صنعت و کشاورزی) و در نتیجه کاهش شد اقتصادی بلند مدت شده است.

تا اواسط دهه ۱۹۸۰، اقتصاد جهانی عموما افزایش قیمت های نفت را تجربه می کرد و اقتصاددانان نیز از الگوهای متقارن برای تبیین رابطه میان قیمت نفت و متغیرهای مختلف اقتصـادی اسـتفاده می‌کردند. در این الگوها اثر کاهش و افزایش قیمت نفت بر این متغیرها متقارن و یکسـان فرض می‌شـد. اما در سـال ۱۹۸۶، با کاهش شـدید قیمت نفت، رابطه میان قیمت نفت و متغیرهای اقتصادی در کشورهای صنعتی تضعیف شد و استفاده از تصریحات متقارن برای الگوسازی روابط مذکور مورد تردید قرار گرفت. در حقیقت کاهش قیمت نفت در سـالهای مذکور نتوانسـت افزایش رشـد اقتصـادی را بر اساس الگوهای متقارن سابق به درستی پیش بینی کند. بر این اساس تصریحات نامتقارنی پیشنهاد کردند به این معنی که افزایش قیمت نفت را از کاهش آن مجزا کردند.

از سوی دیگر بخش ها کشاورزی، صنعت و خدمات نقش بسیار مهمی در اقتصاد کشورها دارند. به عنوان مثال در بخش کشاورزی، خودکفایی در بیش از ۸۰ در صد محصولات اساسی مانند گندم و برنج و جو، سهم ۲۳/۸ در صدی در تولید ناخالص داخلی و تامین اشتغال برای ۲۸ درصد از شاغلین کشور را در بردارد که گواه بر اهمیت این بخش می باشد.

بایستی به این نکته توجه گردد که رشد اقتصادی تنها منوط به رشد تولید ناخالص داخلی است، در حالی‌که توسعه‌ی اقتصادی فرآیندی چند بعدی است که علاوه بر رشد اقتصاد، در برگیرنده‌ی تغییرات تکنولوژیکی، فرهنگی، آموزشی و غیره می‌باشد. بنابراین تحلیل اقرهای نوسانات قیمت نفت به عنوان یک استراتژی قیمت‌گذاری بر رشد اقتصادی بخش های کشـاورزی، صـنعت و خدمات که متغیر یک بعدی اسـت، با ارزیابی شـاخص‌های مهم اقتصـادی این بخش، از جمله ارزش افزوده، مصرف فرآورده های نفتی، قیمت فرآورده های نفتی، شدت انرژی، هزینه انرژی و کشش قیمتی و درآمدی بخش‌های مذکور در کوتاه مدت و بلندمدت میسر است. همانطور که گفته شد، یکی از شاخص های مهم و اساس، شاخص ارزش افزوده است که ما در این مطالعه به منظور بررسی رشد بخش‌های مورد مطالعه از این شاخص استفاده نموده‌ایم.

تاثیر نوسانات قیمت نفت بر فعالیت‌های اقتصاد در مطالعات داخلیو خارجی، موضوع مطالعات زیادی بوده است که در ادامه به مهمترین آنها اشاره می‌شود. پاسبان(۱۳۸۳)، با بررسی تاثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران، به این نتیجه رسـید که در اثر افزایش قیمت نفت و به تبع آن رونق درآمدهای نفتی، تولید در بخش های سـنتی و کشاورزی کاهش می‌یابد. مهرآرا و نیکی اسکوئی(۱۳۸۵)، با استفاده از روش محدودیتهای بلندمدت بلانچارد و کاه[۲] ، با شناسایی تکانه های ساختاری برای چهار کشور مورد مطالعه نشان دادند که درجه‌ی برونزایی قیمت نفت در عربستان و

[2]- Blanchard & Quah.

کویت نسبت به ایران و اندونزی پایین‌تر بوده و تکانه‌های نفتی مهم‌ترین عامل نوسانات تولید ناخالص داخلی در ایران و عربستان هستند. در حالی‌که به دلیل ساز و کارهای صحیح اقتصادی دو کشور کویت و اندونزی، واردات؛ عامل اصلی نوسانات تولید در این دو کشور است .همچنین اثر شوک مثبت قیمت نفت بر روی واردات، تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت‌ها در همه کشورها مثبت بوده است. ابراهیمی و قنبری(۱۳۸۸)، به منظور کاهش زیان‌های ناشی از نوسانات قیمت نفت بر اقتصاد کشور قراردادهای آتی را پیشنهاد نمودند. بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)، با ایجاد شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت و مدل VAR نشان دادند که افزایش بی‌ثباتی قیمت نفت، تأثیر منفی بر تولید دارد.

حال در این مطالعه این سوال اساسی مطرح می‌گردد که رشد بخش‌های مختلف داخلی از قبیل بخش کشاورزی، صنعت و خدمات تا چه حد از تحولات بازار نفت متأثر است؟ این مهم در سیاست‌گذاری‌هایی از قبیل اعطای یارانه به نهاده های وارداتی نقش مؤثری ایفا می نماید. نظر به اهمیت موضوع به منظوراتخاذ هر گونه سیاستی لازم و ضروری است که رابطه علت و معلولی بین نوسانات قیمت‌های انرژی و رشد بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات بررسی گردد. لذا هدف مطالعه بررسی اثر نوسانات قیمت نفت بر رشد بخش های کشاورزی، صنعت و خدمات با استفاده از الگوی GARCH و با کمک آزمون ARDL می‌باشد.

مواد و روش‌ها

هدف اصلی این مطالعه بررسی اثرات نوسانات قیمت نفت بر رشد بخش‌های کشاورزی، خدمات و صنعت می‌باشد. بدین منظور در این تحقیق به دلیل محدودیت اطلاعات از داده‌های ماهانه ارزش‌افزوه بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات و قیمت نفت خام در دوره تیرماه ۱۳۷۹ تا آذر ماه۱۳۹۴ که از سایت بانک مرکزی و سایت سازمان کشورهای صادرکننده نفت OPEC بدست آمده است، استفاده می‌شود. قبل از پرداختن به مدل، ضروری است شاخص‌های مربوط به نوسانات قیمت نفت برآورد شود.

مدل نوسانات قیمت نفت: در بررسی اثر قیمت نفت بر روی فعالیت های اقتصادی نیز مدل های خطی اهمیت شان را از اواسط دهه ۱۹۸۰ از دست داده اند. در حقیقت کاهش قیمت نفت که در نیمه اول دهد ۱۹۸۰ اتفاق افتاد، اثر مثبت کوچکتری در مدل های غیر خطی بر روی فعالیت‌های اقتصادی در مقایسه با مدل‌های خطی ایجاد کرد. سه تصریح غیر خطی برای متغیر قیمت نفت متصور است:

۱- تصریح غیر متقارن که افزایش قیمت نفت را از کاهش قیمت آن مجزا کرده و به شکل زیر نوشته می شود که در آن o_t نرخ تغییر در قیمت واقعی نفت است.

$$o_t^+ = \begin{cases} o_t & if \quad o_t > 0 \\ 0 & otherwise \end{cases} \qquad (۱)$$

$$o_t^- = \begin{cases} o_t & if \quad o_t < 0 \\ 0 & otherwise \end{cases}$$

۲- تصریح مقیاس که در این مقاله مورد استفاده قرار می گیرد، به این صورت تعریف می گردد:

میانگین معادله:

$$O_t = \alpha_0 + \alpha_1 O_{t-1} + \cdots \alpha_n O_{t-n} + \beta_0 e_{t-1} + \cdots + \beta_n e_{t-n} + e_t \qquad (۲)$$

$$e_t | I_{t-1} \approx N(0, h_t)$$

معادله واریانس: 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:

$$h_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha i \ \varepsilon_{t-i}^2} \qquad (۳)$$

که در آن Vt فرایند نوفه سفید می‌باشد. معادله انگل توسط بولرسلو[3] در سال ۱۹۸۶ به صورت زیر بسط داده شد که در آن ht واریانس شرطی $\{\varepsilon_t\}$ است.

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

عمومی‌ترین شکل نوسان‌پذیری شرطی، (۱ و ۱) GARCH به شکل زیر می‌باشد.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \qquad (۴)$$

در به دست‌آوردن مناسب‌ترین مدل ARCH یا GARCH از معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز- بیزین (SBC)

[3]. Bollerslev.

استفاده می‌شود۴. برای مدل GARCH (p,q) با مرتبه بالاتر، در صورتی واریانس شرطی به دست خواهد آمد که شرط زیر برقرار باشد:

$$1-\sum_{i=1}^{q}\alpha_i-\sum_{i=1}^{p}\beta_i>0 \qquad (۵)$$

این نتیجه نشان می‌دهد واریانس شرطی فرآیند خطا، ثابت نیست. همچنین نوسانات قیمت نفت طبق دو رابطه زیر تعریف می شود:

$$\mathrm{SOPI}_t = MAX(0,\frac{\hat{e}_t}{\sqrt{\hat{h}_t}}) \quad \text{و} \quad SOPD_t = MIN\left(0,\frac{\hat{e}_t}{\sqrt{\hat{h}_t}}\right) \qquad (۶)$$

که SOPI افزایش قیمت نفت مقیاس و SOPD کاهش قیمت مقیاس را نشان می دهند. مزیت این الگو آن است که شوک‌های مثبت و منفی اثرات متفاوتی را می توانند بر روی متغیرهای مورد بررسی داشته باشند.

۳- تصریح افزایش خالص قیمت نفت (NOPI[5]) که هامیلتون در سال ۱۹۹۶ مطرح نمود می‌باشد. تصریح مذکور به صورت زیر تعریف می شود:

$$NOPI = MAX\{0, P_t - MAX(P_{t-1}, P_{t-2}, P_{t-3}, P_{t-4})\} \qquad (۷)$$

بر اساس رابطه فوق قیمت نفت را در یک فصل (t) با ماکزیمم مقدار قیمت در سال قبل مقایسه می کنیم اگر در این فصل قیمت افزایش پیدا کرده باشد آن را لحاظ کرده و در غیر این صورت آن را صفر می گذاریم.

همان‌طور که مطرح شد از میان مدل‌های ذکر شده مدل دوم انتخاب گردید. زیرا تکنیک‌های GARCH و ARCH یکی از مهم ترین روش‌هایی هستند که در شاخه‌های مختلف اقتصادسنجی برای برآورد شاخص‌های نااطمینانی و بی‌ثباتی استفاده می‌شوند، که به مدل‌های خود رگرسیونی تحت شرایط ناهمسانی واریانس۶ معروف اند۷. در این روش، واریانس

---

4. Enders, (2004).

5 . Net Oil Price Increases

6 Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity.

۷. شاخص های دیگر (از قبیل انحراف معیار متغیر، خطای استاندارد ضریب برآورد شده ی متغیر و ...)، اگر چه به عنوان معیارهای محاسبه شاخص بی‌ثباتی در ادبیات بی ثباتی مورد استفاده قرار می‌گیرند، اما نمی‌توانند شدت نوسانات یک متغیر را طی زمان نشان دهند و فقط نوسانات یک متغیر را حول یک مقدار ثابت که به عنوان میانگین مشاهدات در نظر گرفته میشود منظور می کنند. در حالتی که واریانس جمله ی اختلال برای یک متغیر معین طی زمان تغییر کند، در آن صورت استفاده از شاخص های فوق نمی‌تواند معیاری دقیق برای نشان دادن شدت نوسانات متغیر باشد، از این رو برای نشان دادن شدت نوسانات یک متغیر از مدلهای خودرگرسیونی تحت شرایط ناهمسانی واریانس استفاده می‌شود، که در آن واریانس شرطی جمله‌ی اختلال تابعی از رفتار گذشته خود متغیر است(Enders, 2004, pp.136-137).

شرطی بر اساس اطلاعات دوره ی قبل و خطای پیش‌بینی گذشته تغییر کرده و نشان دهنده‌ی بی ثباتی متغیر است. در اینجا نیز با توجه به غیر خطی بودن متغیر قیمت نفت، باید دو سری SOPI (افزایش قیمت نفت مقیاس) و SOPD (کاهش قیمت مقیاس) را برای تغییرات قیمت نفت ایجاد کرد که از این مدل‌ها برای این منظور استفاده می‌شود. در این مطالعه به منظور برآورد شاخص نوسانات قیمت نفت، ابتدا پایایی متغیر قیمت نفت بررسی شده، سپس با استفاده از مدلARIMA رفتار این متغیر پیش‌بینی گردیده است. در مرحله بعدی وجود و یا عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس با استفاده از آزمون‌های مربوطه بررسی گردیده و درصورتی که مدل پیش‌بینی‌کننده رفتار قیمت نفت دارای ناهمسانی واریانس باشد، برای برآورد شاخص های مربوط به نوسانات قیمت نفت از مدل ARCH استفاده خواهد شد. در مرحله بعد بایستی پسماندهای استاندارد شده این تخمین را بدست آورده و آن را با صفر مقایسه کرد. ماکزیمم بین صفر و این پسماندها را انتخاب کرده و سری حاصل SOPI نام گذاری می شود. بدین ترتیب در سری SOPD مینیمم‌های بین صفر و این پسماندها را انتخاب می کنیم. در مرحله بعد مانایی متغیرهای مدل را بررسی می کنیم. در صورت وجود ریشه واحد در متغیرهای مورد بررسی، رابطه بلند مدت یا هم انباشتگی میان متغیرهای الگو با استفاده از مدل ARDL مورد آزمون و برآورد قرار می گیرد.

مدل ARDL

فرم کلی الگوی $ARDL(p,q_1,q_2,\dots,q_k)$ را می توان به صورت زیر بیان کرد:

$$\varphi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q_i)X_{it} + \delta' W_t + \alpha_t \qquad (۸)$$

$$Q(L,P) = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \cdots - \varphi_p L^p$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \cdots + \beta_{iq_i}L^{q_i} \qquad i = 1,2,\dots,k$$

که در آن: L = عملگر تأخیر زمانی مرتبه اول است به طوری که Y_t = متغیر وابسته موجود در مدل و $LY_t = Y_{t-1}$ و X_{it} = بردار متغیر توضیحی به کار گرفته شده در مدل، K = تعداد متغیر های بکارگرفته شده در مدل، $(q_1,\dots,q_i)$= تعداد وقفهٔ های بهینهٔ مربوط به هر یک از متغیر های توضیحی، P = تعداد وقفهٔ بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل و W_t = بردار متغیر های قطعی همچون عرض از مبدأ، متغیرهای فصلی، روند زمانی یا متغیرهای برون زا با وقفه های ثابت می‌باشد. برآورد معادله۴ با استفاده از نرم افزار Microfit قابل انجام است. در این پژوهش از معیار شوارز- بیزین (SBC) برای

تعیین تعداد وقفه های بهینه استفاده شده است. به منظور استخراج این رابطه تعادلی بلندمدت یا به عبارتی مدل تصحیح خطا بر اساس الگوی $ARDL(\hat{p},\hat{q}_1,\hat{q}_2,...,\hat{q}_k)$ در معادله متغیرهای $W_t,Y_t,X_{1t},...,X_{kt}$ بر حسب مقادیر با وقفه و تفاضل مرتبه اول آنها در نظر گرفته می شود و مدل تصحیح خطای(ECM)، به صورت زیر حاصل می شود:

$$\Delta Y_t = -\emptyset(L,\hat{P})EC_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\beta_{i0}\Delta X_{it} + \delta\,\Delta W_t + \sum_{j=1}^{P-1}\emptyset_t^*\,\Delta Y_{t-j} - \sum_{i=0}^{k}\sum_{j=1}^{q_t-1}\beta_{ij}^*\,\Delta X_{i,t-j} + U_t \quad (۹)$$

مدل تصحیح خطای مزبور به منظور ارتباط نوسانات کوتاه مدت و بلندمدت متغیرها استفاده می گردد. جمله تصحیح خطا EC_{t-1}[8] همان جمله خطال حاصل از برآورد مدل می باشد و نشان دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. این ضریب نشان می دهد چه سهمی از عدم تعادل در متغیر وابسته Yt در دوره قبل، در دوره بعد تعدیل می گردد.

نتایج

در این قسمت در ابتدا، شاخص‌های مربوط به نوسانات قیمت نفت برآورد شده و سپس به بررسی رابطه میان این نوسانات و دیگر متغیرهای مذکور پرداخته می شود.

بررسی ایستایی: در ابتدا به منظور بررسی پایایی متغیر قیمت نفت، آزمون ایستایی با استفاده از بسته نرم افزاری Eviews انجام شد. با توجه به نتایج از ADF جدول (۱) می‌توان بیان کرد که قیمت نفت در سطح ناایستا است. اما تفاضل مرتبه اول آن ایستاست؛ زیرا آماره محاسباتی از مقادیر بحرانی مک کینون در سطح معنی دار ۵ درصد بزرگتر بوده و فرضیه ی صفر مبنی بر ناایستایی جمله‌ی اختلال رد می‌شود.

جدول۱.نتایج حاصل از انجام آزمون ADF در سطح و تفاضل مرتبه اول (بر اساس معیارSIC در سطح ۹۵٪)

نام متغیر		با روند و عرض از مبدأ				با عرض از مبدأ			
		مقدار بحرانی	t-statistic	وقفه	ایستایی	مقدار بحرانی	t-statistic	وقفه	ایستایی
لگاریتم قیمت نفت	LOIL	-۳.۴۲	-۲.۰۹	۱	ناایستا	-۲.۸۶	-۱.۵۲	۰	ناایستا

[8] . Error Correction (EC)

تفاضل لگاریتم	DLOIL	-۳.۴۲	-۱۷.۷۶	۰	ایستا	-۲.۸۶	-۱۷.۷۸	۰	ایستا

برآورد مدل ARIMA

قبل از تخمین مدل GARCH لازم است مدل ARIMA برای متغیر قیمت نفت تخمین زده شود. از آن جا که متغیر قیمت نفت انباشته از مرتبه ی ۱ است، از تفاضل مرتبه ی اول این متغیر برای مدل‌سازیARIMA استفاده می‌شود. در این مرحله بایستی بهترین مدل را میان مدل های موجود بر اساس توابع خودهمبستگی، خودهمبستگی جزئی و معیارهای آکائیک و شوارتز شناسایی کرد که در این مرحله، مدل زیر به عنوان بهترین مدل مشخص گردید:

DLoil = 0.003 + 0.140* DLoil (-1) + 0.099* DLoil (-3) + U

جدول ۲. نتایج حاصل از تخمین فرآیند ARIMA(1, 1, 3) برای متغیر قیمت نفت

آماره t t-Statistic	انحراف معیار Standard. Error	مقدار ضرایب Coefficient amount	ضرایب Coefficient	
1.300^{ns}	0.003	0.003	C	مقدار ثابت
2.88^{**}	0.048	0.140	DLoil (-1)	لگاریتم قیمت نفت با یک وقفه
2.06^{**}	0.048	0.099	DLoil (-3)	لگاریتم قیمت نفت با سه وقفه
Durbin-Watson=1.99	AIC= -3.46		F-statistic=6.35^{**}	

** معنی دار در سطح ۵ درصد * معنی دار در سطح۱۰درصد منبع : یافته های تحقیق

تشخیص مدل ARCH: پس از برآورد مدل ARIMA، به بررسی وجود یا عدم وجود ناهمسانی واریانس در باقیمانده های رگرسیون پرداخته می‌شود. باقیمانده های رگرسیون دارای خودهمبستگی سریالی نبوده اما طبق نتایج جدول (۲)، آزمون ARCH-LM در سطح ۹۵٪ حاکی از وجود ناهمسانی واریانس در پسماندهای مدل تغییرات قیمت نفت می باشد. همچنین جهت تشخیص نوع مدل ناهمسانی واریانس از نمودار همبسته نگار[۹] مربع جملات اخلال مدل تخمین زده شده، استفاده می‌گردد. آنچنان که نتایج نشان می دهد، مدل از نوع واریانس شرطی خود رگرسیو است.

[۹] . Correlogram of Residuals Squared

جدول۳. آزمون ARCH برای تشخیص ناهمسانی واریانس در تغییرات قیمت نفت

آماره	احتمال	آماره	احتمال
F-statistic	Prob	Obs*R-squared	Prob
64.34	0.000	54.90	0.000

تخمین مدل ARCH

پس از برآورد مدل ARIMA و تشخیص وجود اثر ARCH، در این قسمت به تخمین این مدل و محاسبه شاخص مربوط به نوسانات قیمت نفت می پردازیم. از رو در ابتدا بایستی ترکیبی از مدل‌های ARCH با وقفه های مختلف مدل ARIMA را پیدا کنیم که حداقل مقدار را برای معیارهای AIC و SBC داشته باشد و ضرایب معنا دار باشند. بر اساس جدول ۴، که مراتب مختلف الگوی ARCH آزمون شده است بهترین مدل (۳و۱) GARCH می‌باشد.

جدول ۴. مقایسه مراتب مختلف الگوی ARCH

معیار	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴
	ARCH(1)	GARCH(1,1)	GARCH(2,1)	GARCH(1,3)
شوارتز (SBC)	-۳.۵۵	-۳.۵۵	-۳.۵۵	-۳.۵۴
آکائیک (AIC)	-۳.۶۱	-۳.۶۲	-۳.۶۲	-۳.۶۳

بررسی آزمون ARCH-LM آزمون در سطح ۹۵٪ روی باقیمانده‌های مدل (۱و۱)GARCH نیز حاکی از عدم وجود ناهمسانی واریانس در پسماندهای مدل می‌باشد که رابطه آن در عبارت است از:

GARCH = 0.0003+0.22*RESID(-1)^2 -0.25*GARCH(-1) +0.41*GARCH(-2) +0.43*GARCH(-3)

با توجه به آنکه مجموع ضرایب فوق معادل ۰.۸۱ و کوچکتر از یک است، این نتیجه نشان می‌دهد واریانس شرطی فرآیند خطا، ثابت نیست.

جدول ۵. تخمین الگوی GARCH (۳ و ۱) برای تغییرات ماهانه قیمت نفت خام ایران

	ضرایب	انحراف معیار	آماره z	سطح احتمال
		معادله میانگین		
C	0.007	0.002	3.302	0.001
AR(1)	0.199	0.054	3.660	0.0003
AR(3)	-0.028	0.048	-0.580	0.561
		معادله واریانس		
C	0.0003	0.0001	1.896	0.057
RESID(-1)^2	0.216	0.065	3.308	0.0009
GARCH(-1)	-0.251	0.174	-1.441	0.149
GARCH(-2)	0.409	0.154	2.649	0.008
GARCH(-3)	0.428	0.174	2.458	0.014

پس از تخمین مدل GARCH بایستی نوسانات قیمت نفت طبق دو رابطه زیر محاسبه گردد:

$$\mathrm{SOPI}_t = MAX(0, \frac{\hat{e}_t}{\sqrt{\hat{h}_t}}) \quad \text{و} \quad \mathrm{SOPD}_t = MIN\left(0, \frac{\hat{e}_t}{\sqrt{\hat{h}_t}}\right)$$

که SOPI افزایش قیمت نفت مقیاس و SOPD کاهش قیمت مقیاس را نشان می دهند.

برآورد مدل ARDL: در این قسمت قصد داریم به بررسی رابطه میان نوسانات قیمت نفت جهانی و ارزش افزوده بخش کشاورزی، صنعت و خدمات بپردازیم. متغیرها عبارتند از:

X1 : ارزش افزوده بخش کشاورزی و X2 : ارزش افزوده بخش صنعت و X3 : ارزش افزوده بخش خدمات

در آغاز بایستی پایایی متغیرهای مورد مطالعه بررسی گردد. بر اساس جدول ۶ کلیه متغیرها در سطح نایستا بوده ولی تفاضل مرتبه اول آنها ایستاست.

جدول۶ . نتایج حاصل از انجام آزمون ADF در سطح و تفاضل مرتبه اول (بر اساس معیار SIC در سطح ۹۵٪)

نام متغیر		مقدار بحرانی	در سطح متغیر			تفاضل مرتبه اول		
			t-statistic	وقفه	ایستایی	t-statistic	وقفه	ایستایی
ارزش افزوده بخش کشاورزی	X1	-۳.۴۲	۰.۷۵۰	۱	ناایستا	-۱۰.۴۶	۰	ایستا
ارزش افزوده بخش صنعت	X2	-۳.۴۲	-۱.۳۲	۱	نا یستا	-۱۰.۴۲	۰	ایستا
ارزش افزوده بخش خدمات	X3	-۳.۴۲	-۰.۱۴	۰	نا یستا	-۱۰.۳۷	۱	ایستا

بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت روی متغیرها (Xi):

با توجه به تفکیک نوسانات مثبت و منفی قیمت نفت و نیز متغیرهای مورد مطالعه، ترتیب قرار گرفتن متغیرها در الگو بصورت زیر می باشد:

Xi SOPI SOPD i=1,2, 3

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیحی، به وسیله معیارهای آکائیک (AIC) ، شوارتز- بیزین (SBC) و حنان – کوئین(HQC) مشخص می‌شود. که در این مقاله، ب معیار شوارتز به عنوان معیار ضریب تخمین، معادلات انتخاب گردید. فرم کلی الگوی ARDL برای شاخص کل به قرار زیر است:

$$x_1 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_i \, x_{1,t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_i \, SOPI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \gamma_i \, SOPD_{t,t-j} + \cdots + \varepsilon_t$$

که در آن پارامترهای α_i ، β_i، γ_i، ضرایب مربوط به متغیرهای با وقفه از متغیر وابسته و مستقل الگو و ε_t جمله اختلال می‌باشد.

الگوهای ARDL مربوط به متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی:

با تخمین معادله مربوط به این متغیر، متغیرهای X1 و SOPI و SOPD ، هر یک با ۱ وقفه ظاهر می شود. مدل تخمین زده بصورت زیر می باشد:

$$X_1 = 0.998 \, x_{1,t-1} - 0.008 * SOPI_t - 0.0187 * SOPI_{t-1} + 0.007 * SOPD_t + 0.018 * SOPD_{t-1} + \varepsilon_t$$

جدول ۷. ضرائب و معیارهای تصریح مدل ARDL ارزش افزوده بخش کشاورزی

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
LX1(-1)	0.998	.2655E-3	3766.8^{***}
SOPI	-0.0084215	.011740	$-.71734^{ns}$
SOPI(-1)	-0.018725	.011750	-1.5936^{ns}
SOPD	0.0072653	.012943	$.56134^{ns}$
SOPD(-1)	0.018521	.012804	1.4466^{ns}
R-squared	0.99	R-Bar-Squared	0.99
Durbin's h-statistic	11.9855^{***}	F-statistic	19485.6^{***}

** معنی دار در سطح ۵ درصد * معنی دار در سطح۱۰درصد منبع : یافته های تحقیق

حال به بررسی آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت می پردازیم. چنانچه مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته که از یک کسر و بر انحراف معیارش تقسیم می‌گردد، از قدر مطلق مقدار بحرانی جدول بنرجی، دولادو و مستر [10](۳.۲۷-) بیشتر باشد، فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای مورد بررسی، رد می شود. آماره محاسباتی بصورت زیر حاصل خواهد شد:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{0.998 - 1}{0.000265} = -7.692$$

چون قدرمطلق آماره بدست آمده از مقدار بحرانی بنرجی، دولادو و مستر کمتر است بنابراین فرض صفر رد شده و درنتیجه الگوی مورد نظر همگرا می باشد. نتایج مربوط به پویایی مورد مطالعه نشان می دهد که ارزش افزوده دوره قبل این بخش روی ارزش افزوده دوره جدید تأثیر معناداری دارد و نوسانات مثبت ومنفی قیمت نفت به همراه ۱ وقفه به ترتیب اثر منفی و مثبت بر ارزش افزوده خواهند داشت. ضریب تعیین بدست آمده نیز ۰/۹۹ است که نشان دهنده قدرت معناداری زیاد این الگو است. آماره F بدست آمده نیز معنی دار بودن کل ضرایب را در مدل تخمینی تأیید می کند. از آنجا که با استفاده از مدل ARDL امکان برآورد ضرایب بلندمدت الگو وجود دارد، از این رو در اینجا به بیان این نتایج می پردازیم. الگوی بلندمدت به صورت زیر بدست می آید:

LX1= -32.2665* SOPI+ 30.6503* SOPD

جدول۸. بردار ضرایب بلند مدت ارزش افزوده بخش کشاورزی

متغیر	ضریب بردار	انحراف معیار	آماره T	وضعیت معناداری
SOPI	-32.2665	10.4077	-3.1002	معنادار در سطح ۵٪
SOPD	30.6503	13.0853	2.34	معنادار در سطح ۵٪

[10]. Banerjee , Dolado & Mestre (1992)

ضرایب بدست آمده در اینجا دارای تفسیر بلندمدت معناداری می باشند و از آنجا که متغیرها بصورت لگاریتمی تعریف شده اند، نشان می‌دهد در بلندمدت، با یک درصد شوک مثبت ، میزان ارزش افزوده به اندازه ۳۲٪ کاهش و با یک درصد شوک منفی به میزان ۳۰٪ افزایش خواهد یافت.

الگوهای ARDL مربوط به ارزش افزوده بخش خدمات:

با تخمین معادله مربوط به این متغیر، متغیرهای X2 و SOPI و ، هر یک با ۱ وقفه و متغیر SOPD بدون وقفه ظاهر می شود . $X_2 = 1.0005 * x_{2,t-1} + 0.0073 * SOPI_t + 0.006 * SOPI_{t-1} - 0.004 * SOPD_t + \varepsilon_t$

جدول ۹. ضرائب و معیارهای تصریح مدل ARDL ارزش افزوده بخش خدمات

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
LX2(-1)	1.0005	0.0000709	14111.4^{***}
SOPI	0.0073	0.0093761	0.7788^{ns}
SOPI(-1)	0.0069	0.0067483	1.0307^{ns}
SOPD	-0.0044	0.010353	-0.43248^{ns}
R-squared	0.99	R-Bar-Squared	0.99
Durbin's h-statistic	9.9831^{***}	F-statistic	71883.7^{***}

منبع : یافته های تحقیق * معنی دار در سطح ۱۰درصد ** معنی دار در سطح ۵ درصد

آماره محاسباتی بصورت زیر حاصل خواهد شد:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{1.0005 - 1}{0.00007} = 7.05$$

چون آماره بدست آمده از مقدار بحرانی بنرجی، دولادو و مستر بیشتر است بنابراین فرض صفر رد شده و درنتیجه الگوی مورد نظر همگرا می باشد. نتایج مربوط به پویایی مورد مطالعه نشان می دهد که متغیر ارزش افزوده بخش خدمات در دوره قبل روی متغیر دوره جدید تأثیر معناداری دارد و نوسانات مثبت ومنفی قیمت نفت به همراه ۱ وقفه به ترتیب اثر مثبت و منفی بر این متغیر خواهند داشت. ضریب تعیین بدست آمده نیز ۰.۹۹ است که نشان دهنده قدرت معناداری زیاد این الگو است. آماره F بدست آمده نیز معنی دار بودن کل ضرایب را در مدل تخمینی تأیید می کند. الگوی بلندمدت به صورت زیر بدست می آید:

LX2= 28.3954* SOPI+ 8.9170* SOPD

جدول۱۰. بردار ضرایب بلند مدت ارزش افزوده بخش خدمات

متغیر	ضریب بردار	انحراف معیار	آماره T	وضعیت معناداری
SOPI	28.3954	14.3568	1.97	معنادار در سطح ۵٪
SOPD	-8.9170	-23.0651	2.38	معنادار در سطح ۵٪

ضرایب تخمینی نشان می دهد در بلندمدت، با یک درصد شوک مثبت، میزان متغیر به اندازه ۲۸.۳٪ افزایش و با یک درصد شوک منفی به میزان ۸.۹٪ کاهش خواهد یافت.

الگوهای ARDL مربوط به ارزش افزوده بخش صنعت:

با تخمین معادله مربوط به این متغیر، متغیرهای X3 و SOPI و SOPD ، هر یک با ۱ وقفه ظاهر می شود.

$$X_3 = 1.0009 * x_{3,t-1} - 0.0034 * SOPI_t + 0.025 * SOPI_{t-1} - 0.0039 * SOPD_t - 0.025 * SOPD_{t-1} - 0.00027 * T + \varepsilon_t$$

جدول ۱۱. ضرائب و معیارهای تصریح مدل ARDL ارزش افزوده بخش صنعت

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
LX3(-1)	1.0009	0.0002426	4125.7***
SOPI	-0.0034	0.012992	$-.26578^{ns}$
SOPI(-1)	-0.0251	0.013005	-1.9333^{**}
SOPD	0.00393	0.014322	$.27489^{ns}$
SOPD(-1)	0.0257	0.014167	1.81*
T	-0.000278	0.7764E-5	$-.3590^{ns}$
R-squared	0.99	R-Bar-Squared	0.99
Durbin's h-statistic	12.070***	F-statistic	12474.2***

منبع : یافته های تحقیق * معنی دار در سطح ۱۰درصد ** معنی دار در سطح ۵ درصد

آماره محاسباتی بصورت زیر حاصل خواهد شد:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{1.0009 - 1}{0.00024} = 3.71$$

چون آماره بدست آمده از مقدار بحرانی بنرجی، دولادو و مستر کمتر است بنابراین فرض صفر رد شده و درنتیجه الگوی مورد نظر همگرا می باشد. نتایج مربوط به پویایی مورد مطالعه نشان می دهد که ارزش افزوده بخش صنعت دوره قبل نیز

روی ارزش افزوده دوره جدید تأثیر معنا داری دارد و نوسانات مثبت ومنفی قیمت نفت به همراه ۱ وقفه به ترتیب اثر منفی و مثبت معناداری بر این متغیر خواهند داشت. ضریب تعیین بدست آمده نیز ۰/۹۹ است که نشان‌دهنده قدرت معناداری زیاد این الگو است. آمارهF بدست آمده نیز معنی دار بودن کل ضرایب را در مدل تخمینی تأیید می کند. از آنجا که با استفاده از مدل ARDL امکان برآورد ضرایب بلندمدت الگو وجود دارد، از این رو در اینجا به بیان این نتایج می پردازیم. الگوی بلندمدت به صورت زیر بدست می آید:

LX3= -31.1572* SOPI+ 32.2932* SOPD+ 0.0030*T

جدول۱۲. بردار ضرایب بلند مدت ارزش افزوده بخش صنعت

متغیر	ضریب بردار	انحراف معیار	آماره T	وضعیت معناداری
SOPI	-31.1572	12.3207	-2.5288	معنادار در سطح ۵٪
SOPD	32.2932	14.2966	2.2588	معنادار در سطح ۵٪

ضرایب بدست آمده در اینجا نیز دارای تفسیر بلندمدت معنادار و مطابق انتظار می باشند و از آنجا که متغیرها بصورت لگاریتمی تعریف شده اند، نشان می دهد در بلندمدت، با یک درصد شوک مثبت، میزان شاخص به اندازه ۳۱.۲٪ کاهش و با یک درصد شوک منفی به میزان ۳۲.۳٪ افزایش خواهد یافت.

منابع

۱. ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن، غنیمی فرد، حجت الله، کشاورزیان، مریم، اثرات نامتقارن قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای عضو OECD، تحقیقات اقتصادی، شماره ۸۳، تابستان ۱۳۸۷، صص ۱-۱۶.

۲. بهبودی، داود، متفکرآزاد، محمد علی، رضازاده، علی، اثرات بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران، فصلنامه ی مطالعات اقتصاد انرژی، بهار ۱۳۸۸، صص ۱-۳۳.

۳. سرزعیم، علی، تاثیر نوسانات قیمت نفت بر روند تولید نا خالص ملی و تورم در ایران، مطالعات اقتصاد انرژی، بهار ۱۳۸۶، صص ۲۵-۴۲.

۴. فلاحی، محمدعلی، جزوه در سی اقت صاد سنجی (نگرش الگوهای سری‌زمانی)، ف صل دوم و سوم، ویرایش دوم، مهرماه ۱۳۸۶.

۵. مهرآرا، محسن و مجید مکی نیری، بررسی رابطه غیر خطی میان درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی با استفاده از روش حد آستانه ای (مورد ایران)، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره ۲۲، پاییز ۱۳۸۸، صص ۲۹-۵۲

۶. هادیان، ابراهیم و حجت پارسا، بررسی نوسانات قیمت نفت بر عملکرد اقتصاد کلان بر اقتصاد ایران، پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، سال ششم، شماره ۲۲، پاییز ۸۵، صص ۱۱۱-۱۳۲.

7. AL-Rjoub, Samer AM, (2005), Effect of oil price shock in the US for 1985-2004 using VAR, mixed dynamic and Granger causality, Applied Econometrics and International Development, 53, pp. 69-82.