

تأثیر تکانه‌های نفتی بر بهره‌وری و قیمت کالاهای کشاورزی (با استفاده از مدل ساختاری VAR)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۰۷

کد مقاله: ۶۷۰۰۱

جمال مومیوند^۱، احمد خسرویانی^{۲*}

چکیده

نفت، به‌عنوان یک ماده اولیه حیاتی یک عاملی برای توسعه سریع جوامع است؛ اما این منبع طبیعی برای بعضی از کشورها، به‌جای موهبت، تبدیل به نفرین شده است که از مهم‌ترین اثر آن می‌توان به بیماری هلندی اشاره کرد که باعث تضعیف بخش سنتی تولید یعنی بخش کشاورزی شده است. از طرفی بخش کشاورزی جزء اولین مباحثی است که اندیشمندان علم توسعه اقتصادی به آن توجه داشته‌اند زیرا بخش کشاورزی همواره در توسعه کشورها نقش اساسی داشته است. در این مقاله با استفاده از مدل ساختاری VAR به بررسی تأثیر شوک‌های بخش انرژی بر بهره‌وری و قیمت کالاهای کشاورزی در بازه زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۳ در ایران پرداخته شده است. که نتایج نشان می‌دهد اگر شوکی به قیمت نفت وارد شود تمام متغیرهای مدل اعم از بهره‌وری و قیمت کالاهای کشاورزی و صادرات کشاورزی و تولید ناخالص داخلی به شوک وارد شده واکنش نشان می‌دهند.

واژگان کلیدی: بخش انرژی، قیمت کالای کشاورزی، بهره‌وری بخش کشاورزی

۱- دکترای اقتصاد سنجی دانشگاه سمنان

۲- کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه اصفهان (نویسنده مسئول) ahmad.khosraviani1990@gmail.com

۱- مقدمه

بازار نفت شاهد نوسانات زیادی طی چهار دهه‌ی گذشته بوده است. تا قبل از دهه‌ی ۱۹۷۰ قیمت‌های نفت در محدوده کوچکی نوسان داشت که از مرز دو دلار در هر بشکه فراتر نمی‌رفت؛ اما به دنبال تحریم نفتی اعراب در سال ۱۹۷۴ قیمت‌های نفت به حدود ۱۰ دلار و در سال ۱۹۸۰ به اوج خود یعنی ۳۲ دلار رسید. پس از آن قیمت‌ها به تدریج کاهش یافتند و به سطح ۱۰ دلار در سال ۱۹۹۸ تنزل یافتند. پس از این افت قیمت، مجدداً سیر صعودی قیمت‌ها آغاز شد و به ۳۶ دلار در سال ۲۰۰۴ رسید. قیمت‌های نفت نقش مهمی در تحولات اقتصاد جهانی ایفا می‌کند؛ مانند بسیاری از کالاهای اولیه، کشتی قیمتی تقاضای نفت پایین بوده و اندک جابه‌جایی در عرضه و تقاضا منجر به تغییرات شدیدی در قیمت و در نتیجه درآمد کشورهای صادرکننده می‌گردد. درآمدهای نفتی در برخی کشورهای صادرکننده مانند عربستان، کویت و قطر سهم این درآمدها از کل تولید ناخالص داخلی نزدیک به ۵۰ درصد است. در واقع تأثیر تغییرات قیمت نفت بر کشورهای نفتی به ساختار اقتصادی و شدت وابستگی آن‌ها به نفت بستگی دارد. سرعت و میزان تطبیق با شوک‌ها در بین کشورهای مختلف یکسان نیست به‌طوری‌که برخی اقتصادها به زمان زیادی برای تطبیق نیاز دارند. به عبارت دیگر آسیب‌پذیری کشورهای واردکننده نفت در مقابل افزایش قیمت نفت متفاوت است و به درجه وابستگی آن‌ها به واردات نفت و شدت مصرف نفت در اقتصاد آن کشور بستگی دارد. این موضوع عاملی برای توضیح تکانه‌های نفتی بر رشد اقتصادی مانند کشاورزی است. (مهرآرا و امیری، ۱۳۸۸) هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر بخش کشاورزی است. ابتدا به بررسی ادبیات نظری در خصوص کشاورزی و تأثیر نفت بر کشاورزی پرداخته شده و سپس پیشینه پژوهش و روش تحقیق بررسی شده، در پایان یافته‌های پژوهش بیان شده است.

۲- ادبیات نظری پژوهش

۲-۱- کشاورزی

گروهی از صاحب‌نظران اقتصاد و توسعه، کشاورزی را لازمه فرایند توسعه معرفی کرده‌اند. از نظر این گروه کشاورزی مجهز کننده سایر بخش‌های اقتصادی است و می‌بایست بیشتر به وظایف چون عرضه مازاد نیروی انسانی، مواد خام و سرمایه لازم در ابتدای فرایند توسعه‌یافتگی توجه داشت. در بین این افراد اندیشمندانی هستند که «استراتژی کشاورزی» را به عنوان سیاست توسعه‌یافتگی معرفی می‌کنند.

گونار میردال^۱ اقتصاددان مشهور سوئدی و نظریه‌پرداز در مسائل توسعه می‌گوید: «دو مسئله اصلی هر اقتصاد در حال توسعه، یعنی خود توسعه‌نیافتگی و اشتغال در گرو حل مسئله کشاورزی است»

از نظر تاریخی این چنین استدلال می‌شود که به‌طور تقریبی تمامی کشورهای توسعه‌یافته جهان سرمایه‌داری در گذشته و برخی از کشورهای در حال توسعه مانند تایلند، چین و هند این استراتژی را به کار گرفته‌اند. نرخ رشد کشاورزی در تایلند برای سال‌های ۱۹۸۳-۱۹۹۰ در حدود ۵ درصد بوده است. رونق این بخش باعث تحرک سایر بخش‌های اقتصاد و در واقع موتور محرک رشد اقتصادی در کل کشور شده است. در بین صاحب‌نظران این گروه می‌توان به اندیشمندانی چون آرتور لویس، آلبرت هیرشمن و تئودور شولتز^۲ اشاره کرد. لویس با نظریه «عرضه نامحدود نیروی کار» و هیرشمن با نظریه «رشد نامتعادل» در توسعه اقتصادی، کشاورزی را لازمه تحرک و پیشرفت بخش‌های مهم‌تر مانند صنعت معرفی کرده‌اند. بیشتر آثار شولتز در مورد اقتصاد کشاورزی تدوین یافته است. او بازده پایین این بخش را ناشی از قیمت‌های تبعیضی و سیاست‌های مالیاتی دولت می‌داند. او معتقد است فقر روستایی در جهان سوم تا حدود زیادی ناشی از برنامه‌ریزی‌هایی است که بیشتر توجه به شهرها دارد. برنامه‌های صنعتی شدن و سیاست جایگزینی واردات بخش روستایی را محکوم به تولید در حد گذران معیشت می‌کند. (نظامی وند چگینی، ۱۳۹۳)

کشاورزی در ایران بزرگ‌ترین بخش اقتصادی پس از بخش خدمات است که حدود ۲۶ درصد تولید ناخالص داخلی و ۲۶ درصد از صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص می‌دهد، همچنین محل اشتغال ۲۳ درصد از شاغلان کل کشور است و بیش از ۸۰ درصد غذای کشور در این بخش تأمین می‌شود. این بخش از نظر تولید، اشتغال، صادرات، حفاظت و بهره‌برداری اصولی از منابع خدادادی، توسعه تحقیقات و فناوری و توسعه مشارکت‌های مردمی، یکی از رکن‌های مهم اقتصاد و امنیت کشور به حساب می‌آید به این ترتیب رشد این بخش تا حدود زیادی تعیین‌کننده رشد اقتصادی است. (جلایی، عزیزی، زارعی و مهرابی بشارآبادی، ۱۳۹۳)

۲-۲- قیمت نفت و بخش کشاورزی

بررسی آثار نوسانات قیمت نفت بر روی تولید ناخالص داخلی و سایر متغیرهای کلان اقتصادی در چارچوب یک مدل اقتصادی کلان مقدور است. بیش‌تر مطالعات انجام‌شده در این زمینه برای کشورهای صنعتی انجام‌گرفته که اغلب واردکننده نفت‌اند. در

1- Gunnar myrdal
 2- Schuultz

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. ولی در مطالعات انجام شده برای کشورهای درحال توسعه‌ی صادرکننده نفت، بیماری هلندی به عنوان یکی از مهم‌ترین مبانی نظری در این زمینه محسوب می‌شود.

بر اساس پدیده بیماری هلندی، چنانچه اقتصاد با افزایش ناگهانی در قیمت صادرات کالاهای اولیه همانند نفت خام روبه‌رو شود، این امر به افزایش درآمد و به دنبال آن افزایش تقاضای داخلی منجر می‌شود. واکنش اصلی اقتصاد در برابر این تکانه، افزایش تقاضای نیروی کار و به دنبال آن افزایش دستمزدهاست. با توجه به این که قیمت محصولات در بخش قابل تجارت برون‌زا فرض می‌شود، تنها قیمت محصولات در بخش غیرقابل تجارت افزایش می‌یابد، لذا افزایش دستمزدها سود بخش‌های صادراتی را کاهش می‌دهد و در نهایت تأثیر از تکانه‌های ناگهانی قیمت نفت، به کاهش ارزش پول و افزایش نرخ ارز واقعی منجر می‌شود. این منجر به کاهش رقابت‌پذیری کشور در عرصه بین‌المللی می‌شود. (بهبودی، متفکرآزاد و رضازاده، ۱۳۸۸)

در مدل کلاسیک بیمار هلندی، اثر حرکت منابع به دو صورت مستقیم و غیرمستقیم موجب تضعیف بخش کشاورزی می‌شود. اثر مستقیم حرکت منابع عبارت است از انتقال عوامل تولید از بخش مبادله پذیر سنتی و مبادله ناپذیر به بخش رونق یافته، در اثر غیرمستقیم، تضعیف بخش کشاورزی به دنبال انتقال نیروی کار و عوامل تولید از بخش‌های مبادله پذیر رونق یافته و سنتی به بخش مبادله ناپذیر ناشی از افزایش قیمت کالاهای مبادله پذیر صورت می‌گیرد. (بختیاری و حقی، ۱۳۸۰)

بهره‌وری و قیمت کالاهای کشاورزی هر دو از قیمت نفت و انرژی تأثیر می‌پذیرد. افزایش شدید قیمت انرژی می‌تواند فشار شدیدی بر قیمت کالای کشاورزی از طریق افزایش هزینه‌های تولید وارد کند. افزایش قیمت‌های نفت خام فقط منجر به افزایش قیمت‌های مواد شیمیایی کشاورزی نمی‌شود بلکه همچنین می‌تواند باعث افزایش هزینه‌های تولید از طریق افزایش هزینه انرژی دستگاه‌های گرمایشی و سرمایشی زمین زراعی و ماشین‌آلات می‌شود. (وانگ و مک فیل، ۲۰۱۴)

بعد از نخستین شوک نفتی در سال ۱۳۷۴-۱۳۷۳، دولت ایران برای تأمین مالی واردات کشاورزی، متکی به درآمد نفت شد و بدین ترتیب سهم بخش کشاورزی در کل سرمایه‌گذاری دولتی کاهش یافت. در سال ۱۹۷۴، تولید گندم ۴/۴۶ میلیون تن و واردات ۷۸۹۰۰۰ تن بود. شکاف بین مصرف و تولید گندم تا اندازه‌ای در نتیجه برنامه اصلاحات ارضی رژیم شاه بود و چنین نیز انتظار می‌رفت. دو راه برای افزایش تولیدات کشاورزی وجود دارد: افزایش زمین‌های زراعی - بالا بردن بهره‌وری زمین زراعی. در دو دهه ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰، حدود ۵۵ درصد از رشد محصولات غذایی در نتیجه افزایش بهره‌وری و ۴۵ درصد آن در نتیجه توسعه زمین‌های زراعی بود. طی دوران رونق ۱۹۸۰-۱۹۷۳، حدود ۸۸ درصد از رشد محصولات غذایی در نتیجه بهره‌وری بیشتر، صورت گرفت.

در ایران، به رغم کاهش زمین‌های زیر کشت گندم از ۶۳۲۵ هکتار در سال ۱۹۷۴ به ۶۱۹۲ هکتار در سال ۱۹۸۳، تولید گندم روند رو به بالایی داشته است. این روند معکوس نشان می‌دهد که کاهش زمین‌های زراعی بیشتر از طریق افزایش بهره‌وری از ۷۲۷ کیلوگرم در هکتار در سال ۱۹۷۴ به ۱۰۷۶ کیلوگرم در هکتار در سال ۱۹۸۳ جبران شده است. افزایش بهره‌وری تا اندازه‌ای ناشی از به کارگیری بذر و کود اصلاح‌شده‌ای بود که با قیمت سوبسیددار در دسترس کشاورزان قرار می‌گرفت. تولید گندم که تا قبل از انقلاب رشدی یکنواخت داشت از سال ۱۹۷۹ به بعد دچار نوسان شده است. برای مثل می‌توان به خشکسالی شدید میان ۱۹۸۰-۱۹۷۹ و ۱۹۸۳ و شرایط فوق‌العاده مساعد آب و هوایی در سال ۱۹۸۶-۱۹۸۵ اشاره کرد. بعد از جنگ ایران و عراق منابع بیشتری به کشاورزی اختصاص داده شد و دیگر عوامل نهادی نظیر محرک‌های ایجادشده از طریق سیاست قیمت تولید نیز ممکن است به روند روبه بالای تولید گندم در دوره اخیر کمک کرده باشند.

در مورد ایران، افزایش وابستگی به واردات مواد غذایی به جای تولید داخلی برای رفع تقاضای مواد غذایی، مربوط می‌شود به تأثیر درآمدهای نفتی در سیاست کشاورزی و غذایی رابطه بین تغییرات درآمدهای نفتی و واردات کشاورزی در دو دهه ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ توسط اداره کشاورزی ایالت متحده آمریکا برای سال‌های ۱۹۶۹ تا ۱۹۸۸ در منتخبی از چند کشور صادرکننده نفت موردبررسی قرار گرفت. در مورد ایران یک درصد افزایش (کاهش) در قیمت نفت دال بر ۰/۸۸۹ درصد افزایش (کاهش) در واردات کشاورزی در تمام کشورهای موردبررسی است. این ارتباط قوی میان واردات کشاورزی و قیمت نفت گویای آن است که کشورهای صادرکننده نفت برای تأمین تقاضای داخلی خود، به جای آنکه به تولید در داخل اقدام کنند بیشتر تمایل به واردکردن مواد غذایی دارند. (یزدان پناه، ۱۳۷۶)

۳- پیشینه پژوهش

ابریشی و همکاران (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های پانل برای کشورهای عضو اوپک تأثیر درآمدهای نفتی را بر رشد اقتصادی این کشورها بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که رشد اقتصادی نسبت به تکانه‌های نفتی، نامتقارن و برای تکانه‌ها شدیدتر است. عباسی نژاد و یاری (۱۳۸۷) تأثیر ضربه‌های نفتی را بر بخش مسکن بررسی کردند و به آن نتیجه رسیدند که ضربه‌های

مثبت و منفی بر رشد قیمت مسکن معنی‌دار و موافق تئوری و نامتقارن است. تمیزی (۱۳۸۱) فرضیه عدم تقارن رابطه میان تغییرات قیمت نفت و رشد واقعی اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۷۸ را مورد بررسی قرار داد. نتایج حاصل از برآورد این الگو نشان داد که قیمت نفت در بین متغیرهای کلان اقتصادی بیشترین سهم را در شکل‌گیری نوسانات اقتصادی به خود اختصاص می‌دهد. بختیاری و حقی (۱۳۸۰) آثار افزایش درآمدهای نفتی بر بخش کشاورزی برای اقتصاد ایران انجام دادند. نتایج حاصل از پژوهش حاکی از آن است که بیماری هلندی در ایران به صورت پدیده ضد کشاورزی ظاهر شده ولی به دلیل ارتباطات زیاد بین دو بخش کشاورزی و نفت، اثر افزایش قیمت نفت بر بخش کشاورزی غیرمستقیم بوده است.

کلونی و مانرا^۱ (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی در کشورهای صنعتی با استفاده از مدل تبدیل مارکف پرداخته‌اند. نتیجه‌ای که به دست آوردند به این صورت است که شوک‌های نفتی اثر رکودی بر اقتصاد کشورهای عضو G7 دارد اما این اثر در طول زمان کاهش یافته است. آن‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که سیاست‌های پولی برای مقابله با بحران‌های حاصل از شوک‌های نفتی در کوتاه‌مدت کارساز بوده و در بلندمدت تأثیر چندانی ندارد. اولومولا و ادجومو^۲ (۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های فصلی به بررسی اثر قیمت نفت بر تولید، تورم، نرخ ارز و عرضه پول در دوره‌ی زمانی ۱۹۹۷-۲۰۰۳ پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق بیانگر این است که تغییرات قیمت نفت تأثیری بر تورم و تولید ندارد درحالی‌که این تغییرات اثر معناداری بر نرخ ارز دارد. جیمenez و سانچز^۳ (۲۰۰۵) اثر شوک‌های نفتی را بر روی رشد تولید ناخالص داخلی واقعی در کشورهای منتخب OECD مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در همه کشورهای مورد مطالعه تغییرات قیمت نفت به‌طور مستقیم تولید ناخالص داخلی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند، بلکه به دو صورت غیرمستقیم و از طریق سایر متغیرهای اقتصادی تولید ناخالص داخلی را متأثر می‌کند.

۴- روش پژوهش

۴-۱- معرفی مدل

هنگامی که رفتار چند متغیر مبتنی بر سری‌های زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد، لازم است که به ارتباط متقابل این متغیرها در قالب یک الگوی سیستم معادلات همزمان توجه کنیم. اگر معادلات این الگو شامل وقفه‌های متغیرها نیز باشد، اصطلاحاً آن را الگوی همزمان پویا می‌نامند. در چنین الگویی برخی از متغیرها درون‌زا تلقی می‌شوند و تعدادی نیز برون‌زا یا از پیش تعیین‌شده هستند. الگوهایی که سعی می‌کنند تا رفتار یک متغیر را بر اساس مقادیر گذشته آن متغیر و تعدادی از متغیرهای مختلف دیگر به صورت همزمان توضیح دهند، الگوهای سری زمانی چند متغیره نامیده می‌شوند. الگوی خود توضیح برداری یا VAR از این جمله است.

سیمز^۴ با ارائه برخی انتقادات از الگوسازی ساختاری برای سیستم معادلات همزمان روش خود توضیح برداری (VAR) را پیشنهاد کرد. وی در مقاله خود نشان داد که فارغ از مسائل متعدد مربوط به شرط‌های رتبه‌ای و درجه‌ای، حضور یا عدم حضور متغیرهای غیرواقعی برون‌زا جهت شناسایی معادلات سیستمی همچنین بدون فرض درون‌زا یا برون‌زا بودن متغیرهای کلان، می‌توان سیستمی را طراحی کرد که پیش‌بینی‌های بهتری از متغیرهای کلان به‌دست می‌دهد. روش سیمز مورد استقبال بسیاری از محققین قرار گرفت و این روش بعدها جهت پیش‌بینی بخش‌های مالی، پولی، کلان و ... مورد استفاده قرار گرفت. علاوه بر این، از این روش جهت آزمون علیت نیز استفاده می‌شود و موفقیت این روش در به‌دست آوردن پیش‌بینی‌های بهتر برای متغیرهای کلان علت استقبال از آن بوده است. یک الگوی خودتوضیح برداری که دارای k متغیر درون‌زا و p وقفه زمانی برای هر متغیر است، در شکل ماتریسی به‌صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + U_t \quad (1)$$

که در آن Y_t و وقفه‌های آن بردارهای $1 \times k$ مربوط به متغیرهای الگو و A_i ها $(i = 1, \dots, p)$ ماتریس‌های $k \times k$ ضرایب الگو و U_t بردار $1 \times k$ مربوط به جملات اخلال الگو است.

استفاده از الگوی VAR دارای چندین ویژگی به شرح زیر است:

روش کار بسیار ساده است و در عین حال محقق را درگیر تمایز بین متغیرهای درون‌زا و برون‌زای الگو نمی‌کند، زیرا به استثناء عرض از مبدأ، متغیر روند و متغیرهای مجازی که گاهی اوقات وارد الگو می‌شوند، همه متغیرها درون‌زا هستند.

1- Cologni and Manera
2- Olomola and Adejumo
3- Jimenez and Sanchez
4- Sims

برآورد ضرایب الگو را می‌توان به سادگی با استفاده از روش OLS انجام داد. در صورتی که هر معادله دارای تعداد متغیرهای با وقفه مساوی باشد، برآوردهای روش OLS به‌خوبی برآوردهای سیستمی نظیر روش حداقل مربعات دومرحله‌ای^۱ و روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب است.

معمولاً مشاهده شده است که پیش‌بینی‌های ارائه شده بر اساس الگوهای VAR بهتر از پیش‌بینی‌های ارائه شده توسط الگوهای معادلات همزمان پیچیده‌تر بوده است. (نوفرستی، ۱۳۸۷)

به‌طور کلی می‌توان گفت در واقع الگوهای خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) در حقیقت شکل تکامل‌یافته الگوهای VAR مرسوم هستند. این که آن‌ها از چه لحاظ متفاوت هستند مربوط می‌شود به این مطلب که در الگوهای SVAR تلاش برای شناسایی مجموعه‌ای از اختلالات مستقل به‌وسیله اعمال محدودیت‌ها و قیدهایی بر اساس تئوری‌های اقتصادی به جای آن چه قبلاً در الگوهای VAR مرسوم، قیدهای تئوریک گفته می‌شد؛ فراهم آمده است. قیدهایی به شکل‌های مختلف مانند قیدهای کوتاه مدت (با فرض عدم وجود رابطه یا وجود رابطه خطی) و قیدهای بلند مدت یا قیدهای علامتی وارد الگوهای VAR شدند و الگوهای SVAR شکل گرفتند.

مفهوم اصلی و ابتدایی الگوی ساختاری در اقتصاد سنجی توسط مقاله هوریکز^۲ (۱۹۶۲) توضیح داده شد. تعریف وی از الگوی ساختاری این‌گونه است: "الگوی ساختاری است که به محقق اجازه دهد اثرات تداخلی (رفتارها و تصمیمات سیاستی تعمدی و یا تغییر در ساختار اقتصاد یا در ماهیت عوامل و ...) را محاسبه و پیش‌بینی کند." برای انجام چنین پیش‌بینی، الگو باید بتواند مشخص کند تداخل به تغییر در کدام جزء از قسمت‌های مختلف الگو (پارامترها، معادلات، متغیرهای تصادفی مشاهده شده یا مشاهده‌نشده) مربوط می‌شود. در ضمن الگوی تغییر یافته بعد از تداخل صورت گرفته باید درست تصریح شده باشد (اکبری فرد و کوشش، ۱۳۹۱) به‌طور کلی یک دستگاه معادلات ساختاری به‌صورت زیر قابل تعریف است:

$$A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن Y_t شامل n متغیر، ε_t بردار جملات اخلال و A_0 و A_1 ماتریس ضرایب ساختاری هستند. طول وقفه برای سادگی یک در نظر گرفته شده است. با ضرب دو طرف رابطه فوق در A_0^{-1} ، الگوی VAR ساختاری به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$Y_t = \mu Y_{t-1} + e_t \quad (3)$$

$$\mu = A_0^{-1} A_1 \quad (4)$$

$$e_t = A_0^{-1} \varepsilon_t \quad (5)$$

در رویکرد خودتوضیح برداری ساختاری، محدودیت‌های شناسایی‌کننده بر پارامترهای ماتریس $\text{cov}(\varepsilon_t)$ و A_0 اعمال شده و بر پارامترهای A_1 قیدی اعمال نمی‌شود. (نوفرستی، ۱۳۸۷) در این مقاله، از یک مدل خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) برای بررسی شوک‌های نفتی بر نوسان قیمت و بهره‌وری کالاهای کشاورزی مورد استفاده قرار گرفته است.

$$e_t = \begin{bmatrix} e^{P_e} \\ e^{TFP} \\ e^{X_A} \\ e^{\Delta GDP} \\ e^{P_F} \end{bmatrix} \quad \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 & 0 & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & 0 & 0 \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} & 0 \\ c_{51} & c_{52} & c_{53} & c_{54} & c_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^{P_e} \\ e^{TFP} \\ e^{X_A} \\ e^{\Delta GDP} \\ e^{P_F} \end{bmatrix}$$

در این مدل از پنج متغیر برای تأثیر شوک انرژی روی رشد بهره‌وری بخش کشاورزی در کشور ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۰ (داده‌ها به صورت فصلی) استفاده شده است. پنج متغیر که در این مدل مورد استفاده قرار گرفته‌اند عبارتند از:

$$X_t = (\Delta P_{et}, \Delta FTFP, \Delta X_{At}, \Delta GDP_t, \Delta P_{ft})$$

1- Two-Stage Least Squares
2- Hurwics

جدول ۱- معرفی متغیرها

نام متغیر	توضیحات	منبع داده
P_e	قیمت نفت	تراز نامه انرژی، وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی
FTP	بهره وری کشاورزی	سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور
X_A	صادرات کشاورزی	بانک جهانی
GDP	تولید ناخالص داخلی	سایت بانک مرکزی
P_f	قیمت کالاهای کشاورزی	مرکز آمار ایران

۵- برآورد مدل

۵-۱- آزمون ریشه واحد فصلی

به کارگیری روش‌های سنتی و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی، بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو مانا^۱ هستند فرایند یک متغیر سری زمانی وقتی ماناست که میانگین و واریانس آن در طول زمان ثابت باقی بماند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد الگو مانا نباشند، در عین حالی که ممکن است هیچ رابطه با مفهومی بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، می‌تواند ضریب تعیین به دست آمده آن بسیار بالا باشد و موجب استنباط‌های غلط پژوهشگر در مورد میزان ارتباط بین متغیرها شود؛ در چنین شرایطی رگرسیون‌های انجام شده واقعی نبوده و کاذب خواهند بود. (نوفستی، ۱۳۸۷) از این رو قبل از برآورد الگو، بررسی مانایی متغیرها امری ضروری است.

روند بررسی مانایی متغیرها در داده‌های فصلی با سایر داده‌ها به صورت مرسوم متفاوت بوده و اصولاً سعی بر این است که با استفاده از تفاضل فصلی، نامانایی این دسته از داده‌ها برطرف شود. به همین دلیل از روش هگی^۲ برای مانایی متغیرهای فصلی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در مورد ریشه‌های فصلی، نکات زیر حائز اهمیت است:

- ریشه‌های فصلی به ندرت به وجود می‌آیند.
 - در صورت وجود ریشه‌های فصلی، کمتر ممکن است همدیگر را خنثی کنند.
 - در صورت وجود ریشه واحد فصلی می‌توان از آزمون دیکی - فولر برای شناسایی این ریشه‌ها استفاده کرد.
- به منظور به دست آوردن ریشه‌های فصلی، روش HEGY ارائه می‌شود:

$$y_{it} = (1 + L)(1 + L^2)y_t = y_t + y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} \quad (۶)$$

$$y_{2t} = -(1 - L)(1 + L^2)y_t = -(y_t - y_{t-1} + y_{t-2} - y_{t-3}) \quad (۷)$$

$$y_{3t} = (1 - L)(1 + L)y_t = (1 - L^2)y_t = y_t - y_{t-2} \quad (۸)$$

$$y_{4t} = \Delta_4 y_t = y_t - y_{t-4} \quad (۹)$$

رگرسیون HEGY به صورت زیر است:

$$y_{4t} = \mu_t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-1} + \pi_4 y_{4,t-1} + (lags\ of\ y_{4t}) + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

که $\mu_t = DT + DS = \delta + \beta t + \sum \alpha_s D_{s,t}$ است و وقفه y_{4t} جهت اطمینان از نوفه سفید بودن جملات پسماند است. از این رو می‌توان به آزمون کردن فرضیه‌های زیر پرداخت:

ریشه کلی $H_A: \pi_1 = 0 \rightarrow$

ریشه شش ماهه $H_B: \pi_2 = 0 \rightarrow$

ریشه‌های سالانه تکراری $H_C: \pi_3 = \pi_4 = 0 \rightarrow$

تصمیم‌گیری در مورد وجود یا عدم وجود هر یک از ریشه‌های فوق بر اساس جدول زیر صورت می‌گیرد: (ملک حسینی،

(۱۳۹۳)

جدول (۲) وجود یا عدم وجود ریشه‌های فصلی (منبع: هایلبرگ و همکاران، ۱۹۹۲)

متغیر مانا	فرضیه رد شده	فرضیه تأیید شده
$y_t - y_{t-4}$	-	$\pi_1 = 0$ $\pi_2 = 0$ $\pi_4 = \pi_3 = 0$
$y_t - y_{t-2}$	$\pi_3 \neq 0$ $\pi_4 \neq 0$	$\pi_1 = 0$ $\pi_2 = 0$
$\Delta y_t - \Delta y_{t-2}$	$\pi_2 \neq 0$	$\pi_1 = 0$ $\pi_3 = \pi_4 = 0$
$y_t + y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3}$	$\pi_1 \neq 0$	$\pi_2 = 0$ $\pi_3 = \pi_4 = 0$
$y_t - y_{t-1}$	$\pi_2 \neq 0$ $\pi_3 = \pi_4 \neq 0$	$\pi_1 = 0$
$y_t - y_{t-2}$	$\pi_1 \neq 0$ $\pi_3 = \pi_4 \neq 0$	$\pi_2 = 0$
$y_t - y_{t-4}$	$\pi_1 \neq 0$ $\pi_2 \neq 0$	$\pi_3 = \pi_4 = 0$
y_t	$\pi_1 \neq 0$ $\pi_2 \neq 0$ $\pi_3 = \pi_4 \neq 0$	-

پس از تعیین ریشه‌های فصلی هر متغیر، با استفاده از مقادیر بحرانی جدول (۳) نسبت به بررسی مانایی متغیر تصمیم‌گیری می‌شود.

جدول (۳) مقادیر بحرانی آزمون HEGY (منبع: هایلبرگ و همکاران، ۱۹۹۲)

	H _A : t-test $\pi_1 = 0$			H _B : t-test $\pi_2 = 0$			H _C : F-test $\pi_3 = \pi_4 = 0$		
n	%۱	%۵	%۱۰	%۱	%۵	%۱۰	%۱	%۵	%۱۰
۴۸	-۳/۶۶	-۲/۹۶	-۲/۶۲	-۲/۶۸	-۱/۹۵	-۱/۶۰	۴/۷۸	۳/۰۴	۲/۳۲
۱۰۰	-۳/۴۷	-۲/۸۸	-۲/۵۸	-۲/۶۱	-۱/۹۵	-۱/۶۰	۴/۷۷	۳/۰۸	۲/۳۵
۱۳۶	-۳/۵۱	-۲/۸۹	-۲/۵۸	-۲/۶۰	-۱/۹۱	-۱/۵۸	۴/۷۳	۳/۰۰	۲/۳۶
۲۰۰	-۳/۴۸	-۲/۸۷	-۲/۵۷	-۲/۵۸	-۱/۹۲	-۱/۵۹	۴/۷۶	۳/۱۲	۲/۳۷

هایلبرگ و همکاران (۱۹۹۰) نشان داده‌اند که نتایج حاصل از آزمون‌های مانایی متداول نظیر دیکی فولر، فلیس پرون و ... برای فرآیندهای چند متغیره با متغیرهایی با تواتر ماهانه و یا فصلی ممکن است به خطا در بررسی وجود ریشه واحد منجر شود، آن‌ها جهت رفع این مشکل به معرفی آزمونی پرداختند که به کمک آن، امکان آزمون ریشه واحد در دوره‌های زمانی یک‌ساله، شش ماهه و فصلی وجود دارد.

هدف این آزمون تعیین تعداد ریشه‌های فصلی هر متغیر و مشخص کردن متغیر ماناست.

نتایج تعیین ریشه‌های فصلی از طریق این آزمون، در جدول (۴) ارائه شده است. ابتدا با استفاده از این آزمون، ریشه‌های فصلی هر متغیر شناسایی شده و سپس به منظور تصمیم‌گیری در مورد وجود یا عدم وجود هر یک از ریشه‌ها و مشخص کردن متغیر مانا، از جدول (۲) استفاده شده است.

پس از مشخص شدن ریشه‌های فصلی متغیرها، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته جهت بررسی مانایی متغیرها استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، با مقایسه آماره دیکی فولر تعمیم یافته با مقادیر بحرانی آزمون HEGY در سطح اهمیت ۵ درصد، فرضیه صفر مبنی بر مانایی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود.

جدول (۴) نتایج تعیین ریشه‌های فصلی با استفاده از آزمون HEGY (منبع: یافته‌های پژوهش)

متغیر	ریشه کلی (π_1)	ریشه شش ماهه (π_2)	ریشه‌های سالانه		متغیر مانا
			(π_3)	(π_4)	
P_e	وجود دارد	وجود ندارد	وجود ندارد	وجود ندارد	$\Delta_1 P_e$
FTP	وجود دارد	وجود ندارد	وجود ندارد	وجود ندارد	$\Delta_1 \square FTP$
X_A	وجود دارد	وجود ندارد	وجود ندارد	وجود ندارد	$\Delta_1 X_A$
GDP	وجود دارد	وجود ندارد	وجود ندارد	وجود ندارد	$\Delta_1 GDP$
P_f	وجود ندارد	وجود ندارد	وجود دارد	وجود دارد	$P_t + P_{t-1} + P_{t-2} + P_{t-3}$

جدول (۵) نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای الگو به روش دیکی فولر تعمیم یافته (منبع: یافته‌های پژوهش)

متغیر	آماره دیکی فولر تعمیم یافته	مقدار بحرانی آزمون HEGY در سطح اهمیت ۵ درصد
P_e	-۷/۱۶۷	-۲/۸۸
FTP	-۳/۰۰۷	-۲/۸۸
X_A	-۴/۷۱	-۲/۸۸
GDP	-۴/۴۳	-۲/۸۸
P_f	-۳/۳۹	۵/۹۹

۲-۵- تعیین وقفه بهینه

علاوه بر تعیین متغیرهایی که در الگو وارد می‌شوند، تعیین تعداد وقفه بهینه مناسب نیز دارای اهمیت است. یکی از روش‌های تعیین تعداد وقفه‌های مناسب الگو، وارد کردن وقفه‌های مختلف هر متغیر در الگو است، اما برای آن که خاصیت تقارن سیستم برقرار باشد و امکان استفاده از روش OLS، جهت رسیدن به برآوردهای کارا وجود داشته باشد، به‌طور رایج تعداد وقفه‌های تعداد معادلات یکسان در نظر گرفته می‌شود.

در الگوهای VAR، وقفه‌های زیاد به سرعت درجه آزادی الگو را کاهش می‌دهند. اگر تعداد وقفه‌های الگو P باشد، در هر یک از n معادله موجود در سیستم، تعداد $n \cdot P$ ضریب به علاوه یک جزء ثابت وجود خواهد داشت؛ لذا در این گونه الگوها انتخاب درست وقفه‌های بهینه بسیار اساسی است. اگر P خیلی کوچک باشد، الگو دارای خطا در تصریح خواهد بود و اگر P بیش از اندازه بزرگ باشد، درجه آزادی کاهش می‌یابد (اندرس، ۱۳۹۱) برای تعیین تعداد وقفه بهینه از معیارهای مختلفی نظیر: معیار اطلاعات آکائیک^۱، معیار شوارتز^۲، معیار حنان کوئین^۳، معیار نسبت درستمایی و خطای پیش‌بینی نهایی^۴ استفاده می‌شود. در هر یک از معیارهای ذکر شده وقفه بهینه به‌صورتی انتخاب می‌شود که اولاً درجه آزادی زیادی از دست داده نشود و ثانیاً جملات اخلال معادلات، دچار خودهمبستگی نشوند.

جدول (۶) نتایج وقفه بهینه (منبع: یافته‌های پژوهش)

وقفه	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	NA	$2/97e^{-16}$	۳۸/۳۰	۳۸/۴۵	۳۸/۳۶
۱	۹۴۳/۷۴	۱۸۹۰۰۹/۱	۲۶/۳۳	۲۷/۲۲	۲۶/۶۹
۲	۲۰۰/۶۳	۲۰۰۴۸/۶۸	۲۴/۰۸	۲۵/۷۱	۲۴/۷۴
۳	۲۸/۹۰	۲۴۲۹۹/۳۲	۲۴/۲۶	۲۶/۶۲	۲۵/۲۱
۴	۲۲/۵۸	۳۱۹۹۳/۳۵	۲۴/۵۰	۲۷/۶۰	۲۵/۷۴
۵	۱۷۲/۹۵	۲۷۰۵/۳۹	۲۱/۹۷	۲۵/۸۱	۲۳/۵۱
۶	*۹۶/۳۰	*۷۹۷/۷۱	*۲۰/۶۶	*۲۵/۲۴	۲۲/۵۰
۷	۲۰/۱۴	۱۰۷۴/۰۳	۲۰/۸۳	۲۶/۱۵	*۲۲/۹۷

1- Akaike Information Criterion

2- Schwarz Information Criterion

3- Hannan-Quinn Information Criterion

4- Final Prediction Error

نتایج حاصل از معیارهای مختلف در جدول فوق آمده است که با توجه به معیارهای مختلف وقفه‌شش به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود.

۵-۳- آزمون بروش گادفری

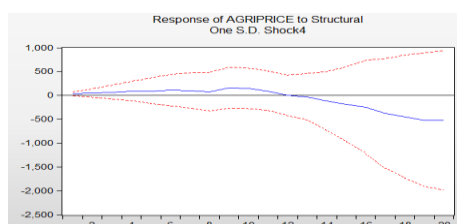
یکی از فروض کلاسیک، عدم وجود خودهمبستگی سریالی و نیز عدم ارتباط پسماندها در دوره‌های زمانی مختلف است. یکی از آزمون‌هایی که برای تعیین خودهمبستگی سریالی الگو استفاده می‌شود، آزمون بروش گادفری یا همان آزمون LM است. در این آزمون، فرضیه صفر عدم وجود خودهمبستگی سریالی پسماندها در الگوی VAR را نشان می‌دهد. در وقفه شش آماره محاسبه شده برابر است با ۱۱,۱۵ و کمتر از مقدار آماره جدول (۶۲/۸۳۰) است، مقدار احتمال آن نیز معادل ۰,۹۹۲۲ است. بنابراین نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی را رد کرد.

جدول (۷) نتایج آزمون LM (منبع: یافته‌های پژوهش)

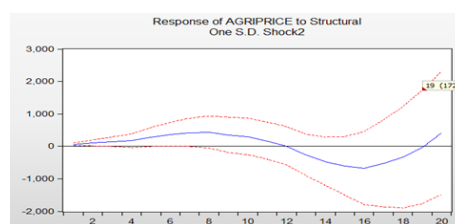
وقفه	آماره LM	مقدار احتمال
۶	۱۱/۱۵	۰/۹۹۲۲

۵-۴- برآورد SAVR

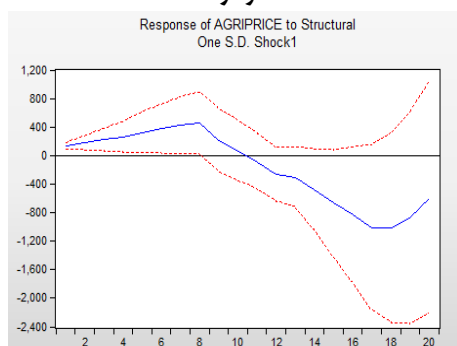
برآورد توابع عکس‌العمل آنی: با استفاده از ضرایب معادله تأثیر تکانه‌های هر یک از متغیرها (ϵ_t) بر روند زمانی کل متغیرها (y_t) بررسی شده است. یک شیوه تجربی برای مشاهده عکس‌العمل سری‌های متغیرهای الگو نسبت به تکانه‌های مختلف ترسیم نمودار تابع عکس‌العمل آنی و یا به عبارتی نمودار ضریب A_1^i نسبت به تغییرات i است. تابع عکس‌العمل آنی، واکنش هر متغیر را در برابر یک انحراف معیار تغییر در سایر متغیرها نشان می‌دهد. در روش خود توضیح برداری ساختاری به‌منظور تعیین اندازه اثر انتقال تکانه‌های ساختاری بر متغیرهای الگو از توابع عکس‌العمل آنی ساختاری و تجزیه واریانس استفاده می‌شود، در این چارچوب مشخص می‌شود که کدام تکانه تأثیر بیشتری بر متغیر مورد نظر دارد.



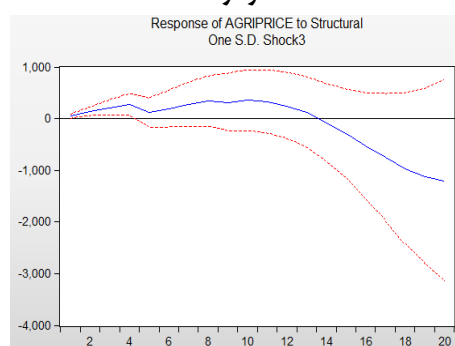
نمودار ۲



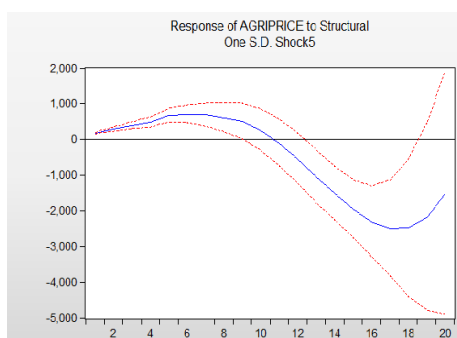
نمودار ۱



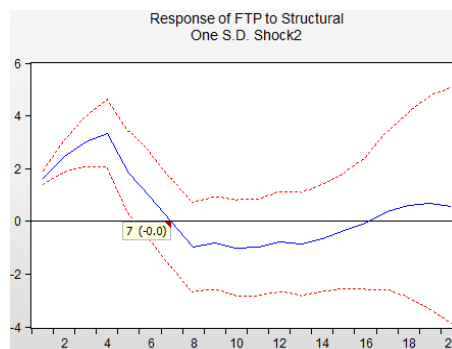
نمودار ۴



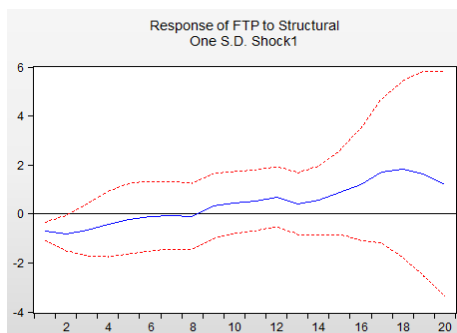
نمودار ۳



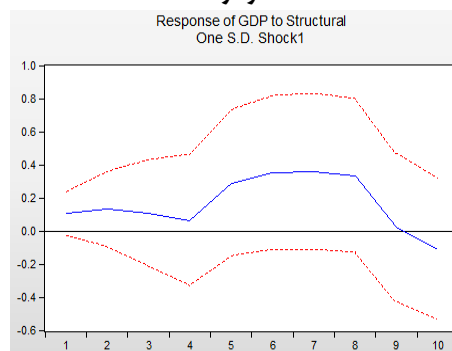
نمودار ۶



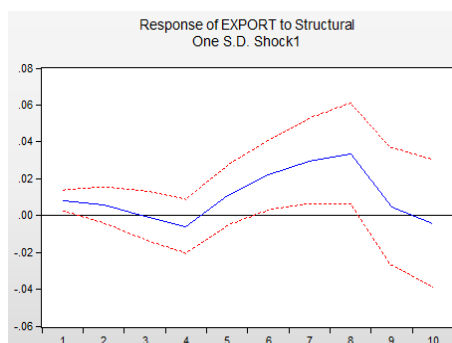
نمودار ۵



نمودار ۸



نمودار ۷



نمودار ۹

نمودارهای (۱ و ۲ و ۳ و ۴ و ۵) به بررسی تغییرات صادرات و بهره‌وری قیمت کالاهای کشاورزی و تولید ناخالص داخلی به قیمت انرژی می‌پردازد. پاسخ قیمت کالاهای کشاورزی به شوک انرژی تا سال هشتم یک روند مثبت با شیب کمی دارد اما از سال هشتم یک روند کاهشی دارد که در سال ۱۰ این روند تعدیل می‌شود. تأثیر بهره‌وری بر قیمت کالاهای کشاورزی در دوره ۱۳ تعدیل شده است که دارای یک حرکت سینوسی می‌باشد. صادرات کالاهای کشاورزی باعث افزایش قیمت کالاهای کشاورزی شده است که این حالت با یک شیب صعودی همراه بوده و در سال ۱۴ تعدیل شده است. همچنین شوک تولید ناخالص داخلی با یک روند صعودی با شیب کم برای قیمت کالاهای کشاورزی همراه بوده است در سال ۱۳ تعدیل شده است. تأثیر شوک‌های بهره‌وری و تولید ناخالص داخلی و افزایش صادرات و قیمت نفت یک تأثیر کاهشی بر روند قیمت‌های کالاهای کشاورزی داشته است. در واقع با افزایش بهره‌وری عوامل تولید مانند سرمایه و نیروی کار باعث افزایش تولید با هزینه‌های کاهش یافته و هزینه تولید را کاهش می‌دهد و باعث کاهش قیمت کالاهای کشاورزی شده است.

نمودار (۶ و ۷ و ۸ و ۹) تأثیر شوک‌های بهره‌وری و قیمت‌های کالاهای کشاورزی بر شوک ویژه خودشان یک روند صعودی داشته‌اند که به ترتیب در دوره ۷ و ۱۱ تعدیل شده‌اند. همچنین تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی و بهره‌وری عوامل تولید در بخش کشاورزی به ترتیب در دوره‌های ۹ و ۱۳ تعدیل شده است.

۶- نتیجه گیری و پیشنهادها

با توجه به اهمیت بخش کشاورزی در اقتصاد، به نظر می‌رسد که ضرورت تحقیق و بررسی در کلیه ابعاد این بازار باید موردتوجه خاص قرار گیرد تا با نگرشی همه‌جانبه توسط برنامه ریزان اقتصادی، الگو مناسبی برای رسیدن به اهداف برنامه توسعه کشور تدوین گردد. از طرف دیگر با توجه به این که اقتصاد ایران یک اقتصاد تک‌محصولی که بر پایه درآمدهای نفتی تشکیل می‌شود، بررسی نوسانات قیمت نفت بر بخش‌های اقتصادی کشور مخصوصاً بخش کشاورزی بسیار ضروری می‌باشد. از آنجایی که شوک قیمت نفت معمولاً پیش‌بینی نشده است، هنگام وقوع این شوک‌ها آمادگی لازم جهت برخورد با آن وجود ندارد و همین امر باعث می‌شود اثراتی بر متغیرهای کلان اقتصادی و بخش کشاورزی داشته باشد که مهار کردن و هدایت آن در جهت صحیح، زمان‌بر است و لذا صدماتی را به اقتصاد بخش کشاورزی وارد می‌کند. توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که شوک‌های قیمت نفت در دوره‌های اول افزایشی و در دوره‌های بعد روندی کاهشی داشته که نشان می‌دهد اثر تکانه قیمت نفت از بین رفته است. از این‌رو به‌منظور تأثیرات تغییرات قیمت نفت بر بخش کشاورزی لازم است که ابزارها و سیاست‌های مناسب از سوی دولت طراحی و اجرا شود تا بتوان با توجه به نقش نفت به‌عنوان اهرم اقتصاد کشور و بخش کشاورزی به‌عنوان یک بخش مهم در اقتصاد، مخصوصاً در بخش تولید است. برنامه‌ریزان کشور ایران لازم است با مدیریت دقیق شوک‌های وارده بخش انرژی در بخش سنتی تولید یعنی بخش کشاورزی، شاهد شکوفایی این بخش کشاورزی و مدیریت سریع شوک‌های نفتی باشیم.

منابع

- ۱- ابریشمی، ح.، مهرآبادی، م.، و نصرآبادی، ح. (۱۳۸۸). رابطه تکانه‌های نفتی و رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک؛ آیا رشد متقارن است؟. فصلنامه مطالعات انرژی، ۶ (۲۱)، ۹۳-۱۱۲.
- ۲- اکبری فرد، ح.، و کوشش، م. (۱۳۹۱). مدل‌های خودتوضیح برداری در اقتصاد سنجی. تهران: نورعلم.
- ۳- اندرس، و. (۱۳۹۱). اقتصاد سنجی سری زمانی ربا رویکرد کاربردی. (م. صادقی، و س. شوال پور، Eds). تهران: دانشگاه امام صادق.
- ۴- بختیاری، ص.، و حقی، ز. (۱۳۸۰). بررسی آثار افزایش درآمدهای نفتی بر بخش کشاورزی. اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۹ (۳۵)، ۱۰۹-۱۳۹.
- ۵- بهبودی، د.، متفکرآزاد، م.، و رضازاده، ع. (۱۳۸۸). اثر بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران. فسانامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۶ (۲۰)، ۱-۳۳.
- ۶- جلالی، س.، عزیزی، آ.، زارعی، ن.، و مهرابی بشرآبادی، ح. (۱۳۹۳). بررسی جایگاه و نقش کشاورزی در ادوار بخش تجاری ایران. مدلسازی اقتصادی، ۱ (۸)، ۶۷-۸۲.
- ۷- عباسی نژاد، ح.، و یاری، ح. (۱۳۸۷). تأثیر ضربه‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران. مطالعات اقتصادی، ۱ (۹)، ۵۹-۷۷.
- ۸- ملک حسینی، ح. (۱۳۹۳). تحلیل اثر عبور نرخ ارز بر تورم در کشورهای صادرکننده نفت: مطالعه موردی ایران (۱۳۹۱-۱۳۷۰). پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد رشته‌ی توسعه اقتصاد و برنامه ریزی، دانشکده علوم اداری و اقتصاد: دانشگاه اصفهان.
- ۹- مهرآرا، م.، و امیری، ا. (۱۳۸۸). رابطه میان درآمدهای نفتی و ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت: ایران، مکزیک و ونزوئلا. مجله تحقیقات اقتصادی، ۹۰ (۸۹)، ۱۸۳-۲۰۶.
- ۱۰- نظامی وند چگینی، ه. (۱۳۹۳). کشاورزی در توسعه و توسعه در کشاورزی. اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۲۲، ۱۷۹-۱۹۸.
- ۱۱- نوفرستی، م. (۱۳۸۷). ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی. تهران: موسسه رسا.
- ۱۲- یزدان پناه، ا. (۱۳۷۶). قیمت نفت و سیاست کشاورزی در ایران و راهبردهای بهبود آن. اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۱۷ (۵)، ۵۹-۸۹.
- 13- Cologni, A., & Manera, M. (2009). The asymmetric effects of oil shocks on output growth: A Markov-Switching analysis for the G-7 countries. *Economic Modelling*, 1, 1-29.
- 14- Jimenez, R., & Sanchez, m. (2005). Oil price shocks and real GDP growth; emprical evidence for some OECD countries. *Applied economics*, 37, 201-228.
- 15- Olomola, & Adejumo. (2006). Oil price shock and macroeconomic activity in Nigeria. *Research journal Finance and Economics*, 3, 23-36.
- 16- Wnag, s. l., & Mcphil, L. (2014). impact of energy shock on us agricultural productivity growth and ommodity prices. *energy economic*, 46, 435-444.

