بررسی عوامل موثر بر قیمت مواد غذایی در ایران با تاکید بر تکانه‌های نفتی

ابراهیم جاودان*[۱]، حسین راحلی[۲]، رشید نقدی[۳]

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۲/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۳/۳۱

چکیده

ایران یک کشور متکی به نفت بوده و مقادیر نسبتا زیادی محصولات کشاورزی را وارد می‌کند. مطالعات زیادی نشان داده‌اند که تکانه‌های قیمت نفت باعث افزایش قیمت مواد غذایی در دهه‌های گذشته شده است. بنابراین هدف مطالعه حاضر بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت و دیگر متغیرهای مؤثر شامل شاخص تولید مواد غذایی، درآمد حقیقی سرانه، تجارت درون صنعت و نقدینگی بر قیمت مواد غذایی در ایران است. به این منظور از فیلتر هودریک و پرسکات برای استخراج تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت در دوره ۸۷-۱۳۵۴ استفاده شد. سپس برای برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها، الگوهای تصحیح خطا و جوهانسون- جوسیلیوس به کار گرفته شد. نتایج به خوبی نشان داد که رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو برقرار است و تکانه‌های قیمت نفت در بلندمدت به طور معنی‌داری قیمت مواد غذایی را تحت تاثیر قرار می‌دهند. ضریب تصحیح خطا نیز با مقدار ۰/۱۸- با وجود علامت مورد انتظار بیانگر سرعت پایین فرایند تعدیل است.

طبقه‌بندی *JEL*: *C32 ،Q11*

واژه‌های کلیدی: قیمت مواد غذایی، قیمت نفت، ایران.

۱- دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز.

۲- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز.

۳- دانشجوی کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز.

* نویسنده‌ی مسئول مقاله: ebrahimjavdan@gmail.com

پیشگفتار

نوسانات قیمت نفت اصلی‌ترین منبع نوسانات اقتصادی کشورهای تولیدکننده نفت است. افزایش ناگهانی قیمت نفت بعد از سال ۱۹۷۳ تاثیرات مهمی بر اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت گذاشت، به طوری که در این دوره درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت به شدت افزایش یافت و باعث رشد سریع قیمت‌ها، نرخ‌های دستمزد و واردات در این کشورها گردید. کاهش قیمت نفت نیز سبب کاهش درآمدهای ارزی و کاهش واردات در کشورهای صادرکننده نفت می‌شود، افت شدید تولید را در پی دارد و موجب رکود تورمی و کاهش عرضه در این کشورها می‌گردد(عصاری و همکاران، ۱۳۸۹). وابستگی رو به ازدیاد فعالیت‌های اقتصادی کشور به درآمدهای حاصل از صدور نفت خام و نیز بازار جهانی نسبتا بی‌ثبات نفت که شدیدا تحت تاثیر تحولات بین‌المللی قرار دارد، اقتصاد کشور را همواره در معرض ضربات ناشی از تغییرات ناگهانی درآمدهای نفتی اعم از تکانه‌های قیمتی و یا درآمدی نفت قرار داده است(ابراهیمی و شکری، ۱۳۹۰). در دهه‌های گذشته اقتصاد کشور تکانه‌های متعددی را تجربه کرده است. تکانه‌های نفتی مهمترین تکانه‌هایی بود که متغیرهای کلان کشور را تحت تاثیر قرار داده است. تکانه‌های نفتی سال‌های ۱۳۵۲، ۱۳۵۳، ۱۳۵۸، ۱۳۶۸، ۱۳۷۹ و ۱۳۸۷به علت افزایش قیمت نفت (تکانه مثبت) به وقوع پیوسته است و تکانه نفتی سال‌های ۶۶-۱۳۶۵ به دلیل کاهش شدید قیمت نفت(تکانه منفی) رخ داد. به دلیل وابستگی عمده درآمدها و بودجه‌های سالانه به درآمدهای حاصل از فروش و صادرات نفت، تکانه های نفتی مثبت و منفی تاثیر زیادی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران دارد.

برای بررسی بهتر روند قیمت مواد غذایی در ایران و قیمت جهانی نفت، نرخ رشد دو سری قیمت در دوره ۸۷-۱۳۵۵ در شکل ۱ ارائه شده است. طبق آنچه قابل مشاهده است قیمت نفت در سال‌های مورد بررسی نرخ‌های رشد منفی و مثبت بزرگی تجربه کرده است. نرخ‌های مثبت بیش از ۶۰ درصد و نرخ‌های منفی بالاتر از ۴۰ درصد بیانگر نوسانات شدید قیمت نفت در این دوره است. قیمت مواد غذایی با اینکه نرخ‌های رشد متفاوت و نوسان‌داری داشته است اما در هیچ دوره‌ای نرخ رشد منفی دیده نمی‌شود و در همه سال‌ها شاخص قیمت رو به افزایش بوده است. هر چند که در برخی سال‌ها نرخ رشد، پایین‌تر بوده است. بررسی روند نرخ رشد دو سری قیمت نیز نشان می‌دهد که در اغلب دوره‌ها با نوسان قیمت نفت، شاخص قیمت مواد غذایی نیز نوسان‌های متناسبی داشته است. هر چند که نوسانات قیمت مواد غذایی ملایم‌تر بوده است. در سال ۱۳۷۴ نرخ رشد قیمت مواد غذایی ۶۰ درصد بوده که به طور مشهودی متفاوت از روند قیمت نفت است. این امر را می‌توان ناشی از تورم ۴۹ درصدی دانست که در سال ۱۳۷۴ در اقتصاد کشور رخ داد.

روند سرسام‌آور افزایش قیمت جهانی نفت و افزایش قیمت مواد غذایی در سال‌های اخیر، توجه سیاستگذاران را به خود جلب کرده است. ارتباط میان قیمت این دو به خوبی مشخص شده است و موج اخیر این قیمت‌ها توجه بیش از پیش تحلیل‌گران دولتی و موسسه‌های پژوهشی بین‌المللی و خصوصی را برانگیخته است. از این رو تاثیر قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی از دیدگاه‌های مختلف مورد مطالعه قرار گرفته است(الوم، ۲۰۱۱). الوم در مطالعه خود بیان می‌کند که به دلیل مصرف گسترده انرژی در بخش کشاورزی، قیمت نفت ارتباط مستقیم با افزایش قیمت کالاهای کشاورزی دارد. زمانی که قیمت نفت افزایش می‌یابد قیمت نهاده‌های کشاورزی نیز افزایش می‌یابد و در نهایت منجر به افزایش قیمت کالاهای کشاورزی می‌شود. بنابراین با توجه به اهمیت موضوع، مطالعات زیادی بر این موضوع تمرکز داشته‌اند و به اثر تکانه‌های نفتی بر متغیرهای اقتصادی و از جمله قیمت مواد غذایی پرداخته‌اند. در مطالعات داخلی با وجود اینکه رابطه تکانه‌های قیمت نفت با قیمت در برخی حوزه‌های اقتصاد مورد مطالعه قرار گرفته است. اما پژوهشی که به بررسی اثر آن بر قیمت مواد غذایی بپردازد، یافت نشد. از مطالعات اصلی صورت گرفته در این حوزه می‌توان به موارد زیر اشاره داشت.

مهرآرا و نیکی اسکوئی(۱۳۸۵) برای کشورهای ایران، اندونزی، کویت و عربستان نشان دادند اثر تکانه قیمت نفت بر واردات، تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت‌ها در این کشورها مثبت بوده و باعث افزایش آنها می‌گردد.

امامی و ادیب‌پور(۱۳۸۸) به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر تولید در دوره ۸۶-۱۳۳۸ پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد اثر شوک‌های نفتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر تولید نامتقارن است. در کوتاه‌مدت اثر شوک‌های مثبت از شوک‌های منفی بیشتر، اما در بلندمدت اثر شوک‌های منفی بیشتر از شوک‌های مثبت است.

عصاری آرانی و همکاران(۱۳۸۹) در بررسی تاثیر تکانه‌های قیمت نفت بر حساب جاری کشورهای عضو اوپک گزارش دادند که نتایج تخمین بر وجود رابطه مستقیم بین تکانه‌های قیمت نفت و حساب جاری تراز پرداخت‌ها دلالت دارد.

مطالعه مهرآرا و شهاب لواسانی(۱۳۹۱) حاکی از افزایش در بخش ادواری قیمت مسکن به دنبال بروز شوک‌های مثبت در چرخه‌های درآمدهای واقعی نفت است.

فرزانگان و مارک وارت(۲۰۰۹) به این نتیجه دست یافتند که در اقتصاد ایران ارتباط قوی مثبت بین تغییرات مثبت قیمت نفت و رشد تولیدات صنعتی وجود دارد.

الغلیت(۲۰۱۰) اثر نوسانات قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی را بررسی کرد. بر اساس نتایج در ترینیداد و توباگو، قیمت‌های بالای نفت منجر به افزایش قیمت مواد غذایی می‌شود. همچنین

نوسان بالای قیمت نفت، مقدمه افزایش قیمت مواد غذایی است و افزایش عرضه نفت، قیمت مواد غذایی را کاهش می‌دهد.

چن و همکاران(۲۰۱۰) گزارش دادند قیمت غلات به طور معنی‌داری با تغییرات قیمت نفت خام تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

نازلی اوغلو و سویتاس(۲۰۱۱) نشان دادند که بازار محصولات کشاورزی ترکیه نسبت به تغییرات قیمت نفت خنثی است.

الوم(۲۰۱۱) در بررسی اثرات تکانه قیمت نفت و مواد غذایی بر کشورهای آسیا و اقیانوسیه نشان داد اثر این شوک‌ها به شرایط اقتصادی این کشورها بستگی دارد.

اسماعیلی و شکوهی(۲۰۱۱) اثر قیمت نفت بر قیمت‌های جهانی مواد غذایی را بررسی کردند. این پژوهش نشان داد که شاخص قیمت نفت بر شاخص تولید مواد غذایی موثر است و قیمت نفت خام اثر غیرمستقیمی بر قیمت مواد غذایی دارد.

تیمیلسینا و همکاران(۲۰۱۱) به بررسی ارتباط بین قیمت نفت، سوخت‌های زیستی و عرضه غذا پرداختند. یافته‌های این مطالعه نشان داد با افزایش قیمت نفت، تولید کل کشاورزی کاهش می‌یابد که این کاهش تولید در کشورهای تولیدکننده سوخت‌های زیستی جزئی می‌باشد. علاوه بر این افزایش قیمت نفت به دلیل استفاده از تولیدات کشاورزی برای تولید سوخت‌های زیستی منجر به کاهش عرضه مواد غذایی خواهد شد.

علی و همکاران(۲۰۱۲) اثر معناداری از قیمت نفت بر افزایش قیمت مواد غذایی ارائه کردند.

آی(۲۰۱۲) گزارش کرد که افزایش قیمت مواد غذایی و نفت اثر مخربی بر اقتصاد نیجریه دارد.

آوالوس(۲۰۱۴) با توجه به سیاست‌های آمریکا در تولید سوخت زیستی به بررسی رابطه قیمت نفت و قیمت مواد غذایی پرداخت. طبق یافته‌های این پژوهش، انتقال نوسانات قیمت نفت به قیمت ذرت بعد از سال ۲۰۰۶ قوی‌تر بوده است. علاوه بر این انتقال نوسانات قیمت ذرت به قیمت‌های نفت و سویا نیز معنی‌دار است.

وانگ و همکاران(۲۰۱۴) پژوهشی با عنوان تکانه‌های قیمت نفت و قیمت کالاهای کشاورزی انجام دادند. بر اساس نتایج این پژوهش، واکنش قیمت کالاهای کشاورزی به تغییرات قیمت نفت تا حد زیادی به چگونگی اثرات آن بر تکانه‌های عرضه نفت، تقاضای کل و دیگر تکانه‌های مرتبط دارد. تکانه‌های نفتی قبل از بحران مواد غذایی ۲۰۰۸-۲۰۰۶ سهم اندکی در تغییرات قیمت مواد غذایی داشته است؛ اما بعد از این بحران نقش فاکتورهای مرتبط با نفت در توضیح تغییرات قیمت کالاهای کشاورزی بیشتر از تکانه‌های تقاضا است.

با توجه به اینکه اقتصاد ایران یک اقتصاد تک محصولی و نفتی است همیشه تحت تأثیر نوسان قیمت جهانی نفت بوده است. از این رو تغییرات جهانی قیمت نفت به عنوان یک شوک برونزا برای اقتصاد ایران عمل می‌کند. یکی از متغیرهای متاثر در اقتصادهای نفتی از جمله ایران، تورم است. تغییرات قیمت مواد غذایی به دلیل سهم قابل توجه مواد غذایی در سبد مصرفی خانوارها، نقش اساسی در تورم دارد و نتایج اغلب مطالعات پیشین، اثر نامطلوب تکانه‌های قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی را گزارش کرده اند. از این رو به دلیل اینکه ارتباط قیمت نفت و قیمت مواد غذایی در ایران مورد بررسی قرار نگرفته است، مطالعه حاضر تلاش دارد به بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی در ایران بپردازد. به عبارت دیگر در پی پاسخ به این سوال اساسی است که تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت چه اثری بر قیمت مواد غذایی دارند.

روش تحقیق

با توجه به هدف پژوهش، ابتدا باید تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت تفکیک شده و اثر آن بر قیمت مواد غذایی مورد بررسی قرار گیرد. در این راستا برای تفکیک تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت از فیلتر هودریک- پرسکات استفاده شد.

بر اساس چارچوب نظری فیلتر هودریک و پرسکات، هر سری زمانی دارای دو جزء اصلی روند و چرخه است (هودریک و پرسکات، ۱۹۹۷). این روش به لحاظ اینکه تواترهای مربوط به سیکل‌ها را از متغیر سری زمانی جدا می‌کند و هم چنین اجزای سیکلی متغیر سری زمانی را به مقادیر واقعی بسیار نزدیک می‌سازد، از اهمیت زیادی برخوردار بوده و بیشترین کاربرد را دارد (کازرونی و رستمی، ۱۳۸۶). فیلتر هودریک- پرسکات یک فیلتر خطی دوطرفه است، این فیلتر یک مسیر هموار شده (S) از سری قیمت نفت (P) را با حداقل کردن واریانس قیمت نفت حول مقادیر هموار شده S ارائه می‌دهد. در محاسبات این فیلتر عبارت زیر حداقل می‌شود (راون و اولیگ، ۲۰۰۲). :

$$min: L = \sum_{t=1}^{T} (P_t - S_t)^2 + \lambda \left[\sum_{t=2}^{T-1} [(S_{t+1} - S_t) - (S_t - S_{t-1})]^2 \right] \qquad (۱)$$

که در آن T تعداد مشاهدات است. λ را پارامتر هموارسازی می‌گویند که مقدار آن بستگی به دوره انتشار داده‌ها دارد. مقدار λ برای داده‌های سالانه ۱۰۰، فصلی ۱۶۰۰ و ماهیانه ۱۴۴۰۰ است.

در این عبارت S روند بلندمدت قیمت نفت می‌باشد و تفاضل آن از سری P جزء چرخه‌ای و تکانه‌های قیمت نفت را نشان می‌دهد که به مقادیر مثبت و منفی قابل تقسیم هستند. جزء روند قیمت نفت همان شوک‌های پیش‌بینی شده و یا قابل انتظار هستند. تکانه‌های پیش‌بینی نشده قیمت نفت از تفاضل قیمت نفت از شوک‌های پیش‌بینی شده آن به‌دست می‌آید. برای تفکیک

تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت نیز به این صورت عمل می‌شود که تکانه‌های مثبت آن دسته از تکانه‌های غیرقابل پیش‌بینی هستند که مقدار آنها مثبت بوده و همچنین تکانه‌های منفی آن دسته از تکانه‌های غیرقابل انتظاری هستند که مقدار آنها منفی است. برای تعیین تکانه‌های مثبت در صورتی که مقدار تکانه غیرقابل پیش‌بینی، منفی باشد به جای آن عدد، صفر منظور می‌گردد و در صورتی که مقدار شوک به دست آمده مثبت باشد، همان مقدار مثبت لحاظ خواهد شد و برای تکانه‌های منفی نیز با همین فرایند اما به صورت عکس رفتار خواهد شد.

در مورد اینکه متغیرهای موثر بر قیمت مواد غذایی در چه قالبی الگو شوند، بررسی ادبیات مربوط که در پیشینه پژوهش ارائه شد، حاکی از به‌کارگیری الگوهای متنوع در این زمینه است. اما یکی از الگوهای جامع در این زمینه الگوی ارائه شده در مطالعه کارگبو(۲۰۰۵) است. کارگبو به بررسی اثر سیاست‌های پولی بر قیمت مواد غذایی پرداخت که در این مطالعه یک الگوی تصحیح خطا با شش متغیر شامل قیمت واقعی مواد غذایی، شاخص سیاست‌های تجاری، درآمد سرانه واقعی، نرخ ارز واقعی، تولید سرانه موادغذایی در داخل کشور و نرخ رشد سالانه عرضه پول تصریح شده است. در این مطالعه نیز به مدل مقاله مذکور استناد شده و با هدف بررسی اثرتکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت، این تکانه‌ها به مدل اضافه شده اند. بر این اساس مدل نهایی مورد استفاده به شکل زیر تصریح شد.

$$lfpi = c_0 + c_1 lrer + c_2 lp + c_3 ly + c_4 liit + c_5 lm + c_6 ps + c_7 ns \qquad (۲)$$

که در این معادله همه متغیرها به شکل لگاریتمی (نماد l) در مدل حضور دارند. fpi شاخص قیمت مواد غذایی(سال پایه ۱۳۷۶)، rer نرخ ارز واقعی، p شاخص تولید محصولات کشاورزی، y درآمد سرانه واقعی(سال پایه ۱۳۷۶)، iit شاخص ادغام تجارت بین‌الملل، m حجم نقدینگی در کشور، ps و ns نیز به ترتیب شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت را نشان می‌دهند.

تجارت درون صنعت عبارت است از صادرات و واردات همزمان گروه کالاهای مشابه که بطور جدی از اوایل دهه ۱۹۸۰ میلادی وارد ادبیات تجارت بین‌الملل شده است (راسخی، ۱۳۸۶). برای اندازه‌گیری تجارت درون صنعت از شاخص‌های مختلفی استفاده می‌شود. یکی از شاخص‌های متداول در این خصوص شاخص ادغام تجارت بین‌الملل ارائه شده توسط گروبل- لوید(۱۹۷۵) است. رابطه این شاخص به صورت زیر قابل ارائه است:

$$GL = \frac{(X_i + M_i) - |X_i - M_i|}{X_i + M_i} \qquad (۳)$$

در این رابطه، GL شاخص تجارت درون صنعت (IIT) است. X و M نیز به ترتیب بیانگر حجم صادرات و واردات بخش مربوطه است. این شاخص بین صفر و یک بوده که صفر نشان‌دهنده عدم وجود تجارت درون بخشی و یک بیانگر تجارت کامل درون بخشی است.

برای محاسبه نرخ واقعی ارز از تئوری برابری قدرت خرید استفاده شد. طبق نظریه برابری قدرت خرید نسبی، تغییر در نرخ ارز در یک دوره زمانی باید با تغییر نسبی سطح قیمت‌های دو کشور در همان دوره زمانی متناسب باشد. چنانچه اندیس ۰ و ۱ بیانگر سال پایه و سال بعد از آن باشد، نظریه برابری قدرت خرید نسبی را می‌توان به وسیله فرمول زیر نشان داد:

$$R_{ab1} = \left[\frac{P_{a1}}{P_{a0}}\right] \Big/ \left[\frac{P_{b1}}{P_{b1}}\right] . R_{ab0} \qquad (۴)$$

به طوری که R_{ab1} و R_{ab0} به ترتیب نرخ‌های ارز در سال پایه و سال بعد از آن هستند. Pa و Pb نیز به ترتیب سطح عمومی قیمت‌ها در دو کشور A و B است (سالواتوره، ۱۳۸۸). به این منظور از شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران و آمریکا (سال پایه ۲۰۰۴) و نرخ بازار غیررسمی دلار آمریکا در سال ۱۳۸۳ که برابر با ۸۷۴۷ ریال بوده، استفاده شده است.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بانک داده سازمان خواروبار کشاورزی ملل متحد (فائو) استخراج شده‌اند. دوره مطالعه نیز بر مبنای دسترسی به داده‌های مورد نیاز، سال‌های ۸۷-۱۳۵۴ را شامل می‌شود.

نتایج و بحث

در گام ابتدایی این پژوهش طبق فرآیند توضیح داده شده در قسمت قبلی، با استفاده از فیلتر هودریک و پرسکات تکانه‌های قیمت نفت خام استخراج شد. نتایج مربوط در شکل ۲ ارائه شده که مقادیر واقعی لگاریتم قیمت نفت خام، روند و چرخه مربوط به آن مشخص است.

در برآورد الگوهای اقتصادسنجی با داده‌های سری زمانی، آگاهی از وضعیت ایستایی داده‌ها علاوه بر اینکه از برآورد رگرسیون‌های کاذب جلوگیری می‌کند، راهنمای مناسبی در استفاده از الگوهای همجمعی است. از این رو از آزمون‌های مرسوم در این مورد برای بررسی وضعیت ایستایی داده‌ها استفاده شد. اخیرا آزمون‌های نسبتا گسترده‌ای در این زمینه ارائه شده است که یکی از آزمون‌های پرکاربرد، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته است. با توجه به ویژگی داده‌های مورد استفاده از جمله وجود روند و عرض از مبدا، این آزمون در حالت با عرض از مبدا و روند به‌کار گرفته شد. آماره بحرانی آزمون در سطح یک درصد و پنج درصد به ترتیب برابر ۴/۲۷- و ۳/۵۵- است. آماره‌های محاسباتی برای متغیرهای مختلف در جدول ۱ گزارش شده است. مقایسه آماره‌های محاسباتی با

آماره بحرانی در سطح متغیرها بیانگر این است که متغیرهای مورد استفاده در مدل در سطح دارای ریشه واحد هستند. بنابراین آزمون در تفاضل مرتبه اول متغیرها تکرار شد که نتایج بیانگر معنی‌داری آماره‌های محاسباتی است. پس شرط ایستایی در تفاضل مرتبه اول برای همه متغیرها در سطح ۵ درصد برقرار است.

با توجه به وضعیت ایستایی داده‌ها می‌توان برای برآورد روابط بین متغیرها از الگوی همجمعی جوهانسون- جوسیلیوس بهره گرفت. در این راستا برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون بیشترین مقدار ویژه استفاده شد که نتایج مربوط در جدول ۲ گزارش شده است. نتایج آزمون مذکور وجود سه بردار بلندمدت تعادلی را بین متغیرهای الگو تایید می‌کند. در مرحله بعدی بردارهای بلندمدت شناسایی شده مورد برآورد قرار گرفتند که از بین آنها یک بردار به دلیل مطابقت با تئوری‌های اقتصادی انتخاب شد که نتایج مربوط به برآورد آن در جدول ۳ مشاهده می‌شود. نتایج برآورد بردار بلندمدت بین متغیرهای الگو بیانگر این است که متغیرهای توضیحی الگو اثر معنی‌داری بر قیمت مواد غذایی(متغیر وابسته) دارند. در این بین نرخ ارز واقعی، شاخص تولید محصولات کشاورزی، حجم نقدینگی و تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت اثر معنی‌دار مثبت بر قیمت مواد غذایی دارند. این در حالی است که اثر درآمد سرانه واقعی و شاخص ادغام تجارت بین‌الملل منفی و معنی‌دار است.

بر اساس نتایج افزایش یک درصدی در نرخ واقعی ارز منجر به افزایش ۱/۱ درصدی در قیمت مواد غذایی می‌شود. اثر مستقیم نرخ ارز بر افزایش قیمت مواد غذایی از دو کانال صادرات و واردات رخ می‌دهد. بدین ترتیب که با افزایش نرخ ارز تمایل برای صادرات محصولات بیشتر می‌شود و ممکن است نیاز بازار داخلی به مقدار کافی تامین نشده و اضافه تقاضا در بازار منجر به افزایش قیمت محصول شود. از منظر واردات نیز افزایش نرخ ارز باعث افزایش هزینه تولید از طریق نهاده‌های وارداتی شده و قیمت نهایی محصول را افزایش می‌دهد. شاخص تولید مواد غذایی نیز اثر مثبتی بر قیمت مواد غذایی دارد. با وجود اینکه این اثر طبق انتظار نیست. اما این امر می‌تواند ناشی از روند رو به رشد سطح عمومی قیمت‌ها در کشور طی دوره مورد مطالعه و همچنین تقاضای رو به رشد برای مواد غذایی در کشور باشد.

عامل موثر دیگر در این زمینه شاخص ادغام تجارت بین‌الملل است که این شاخص بیانگر میزان تجارت درون صنعت برای بخش کشاورزی است. این شاخص اثر منفی بر قیمت مواد غذایی دارد. با افزایش یک درصدی تجارت دورن صنعت بخش کشاورزی، قیمت مواد غذایی ۰/۱۱ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه مطابق با انتظارات است. به این دلیل که اگر تجارت درون صنعت بخش کشاورزی بر اساس مزایای نسبی موجود در بخش گسترش یابد بستر لازم برای توسعه فعالیت‌ها در

تولید محصولاتی که مزیت نسبی وجود دارد، شکل خواهد گرفت. از این رو تمرکز بر روی تولید محصولاتی خواهد بود که هزینه تمام شده کمتری داشته باشند. در مقابل در مورد محصولاتی که هزینه تمام شده بالاتری داشته باشند می‌توان واردات بیشتری برای تعدیل قیمت داخلی بازار داشت. البته در مورد این محصولات برای جلوگیری از ایجاد وابستگی، لازم است که ضمن حمایت باید سیاست‌گذاری مناسب برای کاهش هزینه‌های تولید و ارتقای توان رقابت‌پذیری انجام گیرد.

درآمد سرانه واقعی دارای اثر معنی‌دار و منفی بر قیمت مواد غذایی است. با یک درصد افزایش در درآمد سرانه حقیقی، قیمت مواد غذایی ۰/۶۱ درصد کاهش می‌یابد. با توجه به مطالعات صورت گرفته کشش درآمدی برای مواد غذایی در ایران کمتر از یک است. مطالعه باریکانی و همکاران (۱۳۸۶) کشش درآمدی تقاضا برای گروه کالاهای خوراکی به استثنای گوشت آبزیان را مثبت ولی کمتر از یک محاسبه کردند که نشان از ضروری بودن این کالاها است. نتایج مطالعه ترکمانی و دهقان‌پور(۱۳۸۸) نیز حاکی از ضروری بودن خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها برای خانوارهای شهری و روستایی است. پس با افزایش درآمد واقعی مردم تقاضا برای مواد غذایی به همان میزان افزایش پیدا نمی‌کند. به عبارت دیگر در درآمدهای بالاتر سهم مواد غذایی در سبد مصرفی خانوارها کمتر می‌شود. از این رو افزایش درآمد سرانه واقعی و تغییراتی که در ساختار تقاضای خانوارها اتفاق می‌افتد اثر منفی بر سطح قیمت مواد غذایی دارد.

متغیر موثر بعدی بر قیمت مواد غذایی میزان نقدینگی است. بر اساس ضریب برآوردی، یک درصد افزایش در میزان نقدینگی به میزان ۰/۱ درصد قیمت موادغذایی را افزایش می‌دهد. در صورتی که انعطاف لازم در بخش تولید برای افزایش عرضه محصول وجود نداشته باشد، افزایش تقاضا ناشی از رشد نقدینگی منجر به افزایش قیمت‌ها می‌شود. اگر از لحاظ زمانی افزایش تقاضا با دوره تصمیم تولیدکنندگان بخش کشاورزی مصادف باشد در این صورت تولیدکنندگان می‌توانند بخشی از نیاز بازار را با یک وقفه زمانی پاسخگو باشند و نیاز به واردات را کاهش دهند. در صورتی که اینگونه نباشد برای رفع مشکل، واردات بیشتر می‌شود. البته تصمیم به واردات باید با احتیاط بیشتری صورت بگیرد. به دلیل اینکه واردات بر تصمیم تولیدکنندگان بخش در دوره‌های آتی تاثیر گذاشته و باعث ادامه نوسانات و نااطمینانی تولید می‌شود.

متغیرهای بعدی تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت خام است. نتایج برآورد نشان می‌دهد که اثر تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی هم جهت است و هر دو باعث افزایش قیمت می‌شوند. از آنجا که اقتصاد کشور متکی به نفت است و سهم درآمدهای نفتی در بودجه دولت بالاست، با افزایش قیمت نفت نیز این سهم بیشتر می‌شود. لذا سیاست‌های انبساطی در بودجه منجر به تزریق بیشتر پول به بازار می‌شود. پس افزایش قیمت و به تبع آن افزایش

درآمدهای نفتی کشور، افزایش نقدینگی را مضاعف کرده و باعث ایجاد مشکل مازاد تقاضا می‌شود. هر چند که مازاد تقاضا به خودی خود امری مذموم نیست، ولی به دلیل اینکه تحرک لازم در بخش تولید برای واکنش متناسب وجود ندارد، لذا مازاد تقاضا افزایش قیمت مواد غذایی را در پی خواهد داشت. علاوه بر این به دلیل اینکه تورم وارداتی نیز در کشور ما سهمی در افزایش قیمت‌ها دارد. لذا افزایش قیمت نفت می‌تواند هم از طریق افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی و هم از طریق افزایش قیمت کالاهای نهایی وارداتی، باعث افزایش قیمت مواد غذایی در داخل کشور گردد.

افزایش قیمت نفت خام از کانال دیگری نیز بر قیمت مواد غذایی موثر است. با توجه به اینکه در سال‌های اخیر سیاست برخی کشورهای تولیدکننده مواد غذایی، تولید سوخت‌های زیستی از محصولات کشاورزی به ویژه غلات بوده است. با افزایش قیمت نفت خام، این کشورها با کاهش عرضه محصولات خود به بازارهای جهانی با هدف تولید سوخت، باعث افزایش قیمت جهانی مواد غذایی می‌شوند که این افزایش قیمت از بازارهای جهانی به بازار داخلی ایران نیز انتقال می‌یابد. موضوعی که بر مبنای قانون قیمت واحد در مطالعات مختلفی بررسی شده است.

در ادامه نتایج مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا در جدول ۴ ارائه شده است. بر این اساس ضریب تصحیح خطا برابر ۰/۱۸- برآورد شده است. ضریب برآوردی از لحاظ علامت مطلوب است و بیانگر تعدیل تکانه‌های وارد شده در کوتاه مدت است. از لحاظ مقداری هم نشان می‌دهد که در هر سال ۱۸ درصد از شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌یابند. پس می‌توان گفت که در طول پنج سال اثر تکانه‌های وارد شده در کوتاه‌مدت به طور کامل تعدیل می‌یابند. علاوه بر این، بررسی ضرایب برآوردی الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که از لحاظ آماری فقط اثر شاخص ادغام تجارت بین‌الملل معنی‌دار است و بر خلاف اثر بلندمدت خود، مثبت است. این ضریب نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت فرصت لازم برای بهره‌برداری از مزایای نسبی بخش کشاورزی در تجارت خارجی وجود ندارد و به این منظور مدت زمان بیشتری مورد نیاز است.

در رهیافت همجمعی جوهانسون- جوسیلیوس می‌توان با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی، واکنش هر یک از متغیرها را به وقوع تکانه در سایر متغیرها سنجید. در شکل ۳ واکنش قیمت مواد غذایی به تکانه وارده از سوی سایر متغیرها نشان داده شده است. اثر تکانه وارده از سمت خود قیمت مواد غذایی باعث افزایش در آن می‌شود. بدین صورت که اثر آن در دوره‌های اولیه بیشتر است و با یک روند کاهشی از دوره پنجم به بعد در یک مسیر ثابت قرار می‌گیرد. اثر افزایشی تکانه ارزی از دوره چهارم به بعد باعث افزایش در قیمت مواد غذایی می‌شود. این روند برای شاخص تولید محصولات کشاورزی نیز تکرار می‌شود با این تفاوت که در این مورد اثر تکانه قوی‌تر است. اثر تکانه وارده از سمت شاخص ادغام تجارت بین‌الملل تا دوره سوم افزایش بوده و بعد از آن ثابت می‌شود. اثر

کاهشی تکانه ناشی از درآمد سرانه واقعی از دوره سوم به بعد روند کاهشی به خود گرفته است و از لحاظ مقداری نیز با گذشت زمان اثر آن افزایش می‌یابد. تکانه نقدینگی هم هر چند در دوره‌های اولیه روند افزایشی دارد اما بعدا به ثبات می‌رسد. تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت از روند مشابهی برخوردارند و هر دو روند افزایشی دارند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

به دلیل وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی، تکانه‌های قیمت نفت اثر قابل توجهی بر اقتصاد کشور دارد. در این مورد تأثیرپذیری سطح عمومی قیمت‌ها به ویژه قیمت مواد غذایی با توجه به اثر نامطلوبی که می‌تواند بر امنیت غذایی داشته باشد، از اهمیت بالایی برخوردار است. بنابراین مطالعه حاضر با هدف بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی در ایران شکل گرفت. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت در بلندمدت اثر معنی‌دار مثبت بر قیمت مواد غذایی دارد. در بین متغیرهای مؤثر دیگر، نرخ ارز واقعی و حجم نقدینگی نیز اثر مثبت معنی‌داری دارند. با توجه به اینکه افزایش قیمت مواد غذایی دسترسی اقتصادی قشرهای آسیب‌پذیر جامعه به مواد غذایی کافی را محدود می‌کند لذا تهدید جدی برای امنیت غذایی جامعه محسوب می‌شود. پس سیاست‌گذاری در این زمینه باید با ظرافت و دقت بیشتری انجام گیرد. به عبارت بهتر باید سیاست‌گذاری‌ها در راستای کاهش و حذف وابستگی به درآمدهای نفتی باشد. در این راستا با توجه به یافته‌های پژوهش پیشنهاد می‌شود که در کوتاه‌مدت از سیاست‌های حمایتی برای جلوگیری از کاهش دسترسی اقتصادی به مواد غذایی استفاده شود. در بلندمدت نیز می‌توان با تخصیص بخشی از منابع نفتی برای سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و به‌کارگیری فناوری‌های مدرن در بخش کشاورزی، زمینه را برای تولید پایدار و با ثبات مواد غذایی در کشور فراهم آورد.

فهرست منابع:

۱. ابراهیمی، م. و شکری، ن. (۱۳۹۰) سیاست پولی و مکانیسم انتقال تکانه‌ی قیمتی نفتی به بازار سهام در ایران. فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه، ۱ (۳): ۳۳الی ۶۵.

۲. امامی، ک. و ادیب‌پور، م. (۱۳۸۸) بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر تولید. فصلنامه مدلسازی اقتصادی، ۳ (۴): ۱ الی ۲۶.

۳. باریکانی، ا.، شجری، ش. و امجدی، ا. (۱۳۸۶) محاسبه کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای مواد غذایی در ایران با استفاده از سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل پویا. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۶۰: ۱۲۵ الی ۱۴۵.

۴. ترکمانی، ج. و دهقانپور، ح. (۱۳۸۸) بررسی رفتار مصرفی خانوار شهری و روستایی ایران. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، ۴۸: ۳۹۱الی ۴۰۲.

۵. راسخی، س. (۱۳۸۶) برآورد و بررسی میزان تجارت درون صنعت در گروه محصولات کشاورزی ایران. مجله اقتصاد کشاورزی، ۳ (۱): ۹۵ الی ۱۱۰.

۶. سالواتوره، د. (۱۳۸۸) نظریه وسیاست‌های اقتصاد بین‌الملل (مالیه بین‌الملل). ترجمه حمیدرضا ارباب. نشر نی، چاپ ششم، تهران.

۷. عصاری آرانی، ع.، جعفری صمیمی، ا. و رسولی میر، م. (۱۳۸۹) بررسی تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر حساب جاری کشورهای عضو اوپک. فصلنامه اقتصاد مقداری، ۷ (۳): ۱ الی ۲۱.

۸. کازرونی، ع. و رستمی، ن. (۱۳۸۶) اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت در ایران (۱۳۴۰-۱۳۸۱). فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۲۵: ۱۷۷ الی ۱۹۶.

۹. مهرآرا، م. و شهاب لواسانی، ک. (۱۳۹۱) آثار تکانه‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رفتار چرخه‌ای قیمت مسکن. فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۷: ۱ الی ۲۶.

۱۰. مهرآرا، م. و نیکی اسکویی، ک. (۱۳۸۵) تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۴۰: ۱ الی ۳۲.

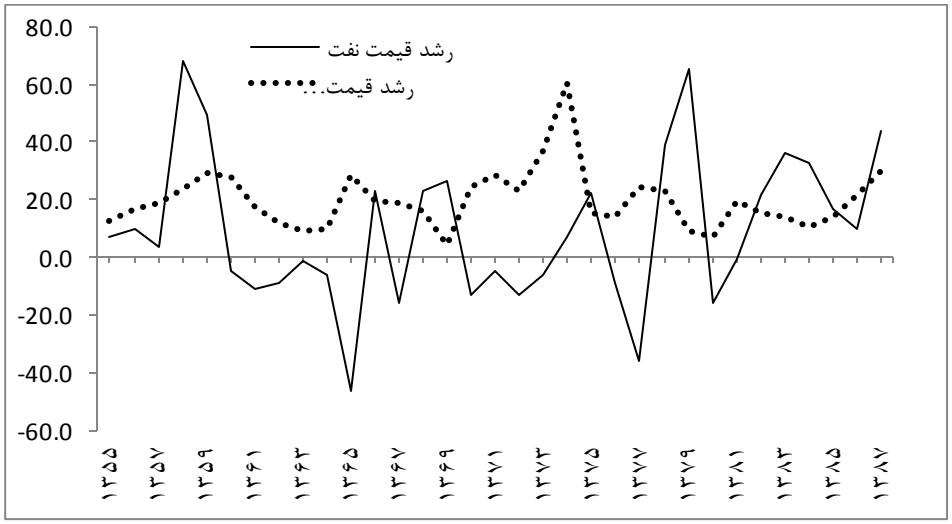
11. Alghalith, M. (2010) The interaction between food prices and oil prices. Energy Economics, 32(6): 1520- 1522.

12. Ali, S. A., Ramzan, M., Razi, A. and Bhatti, A. G. (2012) Impact of oil prices on food inflation in Pakistan. IJCRB, 3(11): 123-140.

13. Alom F. (2011) Economic effect of oil and food price shocks in Asia and Pacific countries: an application of SVAR model.

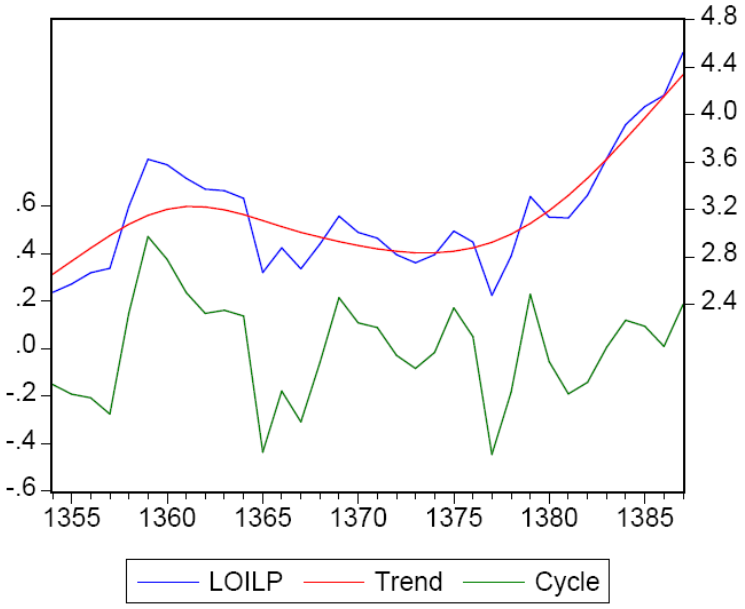
Paper presented at the 2011 NZARES conference, New Zealand, August 25-26.
14. Avalos, F. (2014) Do oil prices drive food prices? The tale of a structural break. Journal of International Money and Finance, 42: 253-271.
15. Aye G.C. (2012) The long and short run impacts of food and energy price shocks: evidence from Nigeria. 56th AARES annual conference, Fremantle, Western Australia, February 7-10.
16. Chen, S. T., Kuo, H. I. and Chen, C. C. (2010) Modeling the relation between the oil price and global food prices. 87(8): 2517-2525.
17. Esmaeili, A. and Shokoohi, Z. (2011) Assessing the effect of oil price on world food prices: application of principal component analysis. Energy Policy, 39: 1022–1025.
18. Farzanegan, M. R. and Markwardt, G. (2009) The effects of oil price shocks on the Iranian economy. Energy Economics, 31(1): 134-151.
19. Grubel, H. G. and Lloyd, P. J. (1975) Intra-industry trade: the theory and measurement of international trade in differentiated products. The Macmillan Press Ltd, London.
20. Hodrick, R. J. and Prescott, E. C. (1997) Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. Journal of Money, Credit and Banking, 29(1): 1-16.
21. Kargbo J. (2005) Impacts of monetary and macroeconomic factors on food prices in West Africa. Agrekon, 44(2): 205-224.
22. Nazlioglu, S. and Soytas, U. (2011) World oil prices and agricultural commodity prices: evidence from an emerging market. Energy Economics, 33(3): 488-496.
23. Ravn, M.O. and Uhlig, H. (2002) On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. Review of Economics and Statistics, 84: 371-375.
24. Timilsina, G. R., Mevel, S. and Shrestha, A. (2011) Oil price, biofuels and food supply. Energy Policy 39: 8098-8105.
25. Wang, Y., Wu, C. and Yang, L. (2014) Oil price shocks and agricultural commodity prices. Energy Economics, 44: 22-35.

پیوست‌ها



شکل ۱- مقایسه روند نرخ رشد قیمت مواد غذایی در ایران و نرخ رشد قیمت جهانی نفت

مأخذ: محاسبات نگارندگان



شکل ۲- نتایج فیلتر هودریک پرسکات برای لگاریتم قیمت نفت خام

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	lfpi	lrer	lp	ly	liit	lm	lshock
آماره در سطح	-۲/۴۸	-۲/۵۵	-۳/۰۸	-۳/۲۶	-۲/۵۵	-۱/۷۰	-۳/۳۳
آماره در تفاضل	-۳/۷۳	-۴/۷۹	-۵/۴۲	-۳/۶۴	-۴/۷۹	-۳/۵۵	-۵/۴۹
وضعیت ایستایی	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲- نتایج آزمون تعیین تعداد بردارهای بلندمدت

آزمون بیشترین مقدار ویژه			
مقدار بحرانی	آماره آزمون	فرض آلترناتیو	فرض صفر
۵۲/۳۶	۹۵/۶۱	r = 1	r = 0
۴۶/۲۳	۷۶/۷۸	r = 2	r ≤ 1
۴۰/۰۷	۴۸/۴۳	r = 3	r ≤ 2
۳۳/۸۷	۲۸/۸۵	r = 4	r ≤ 3

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳- برآورد الگوی بلندمدت تعادلی

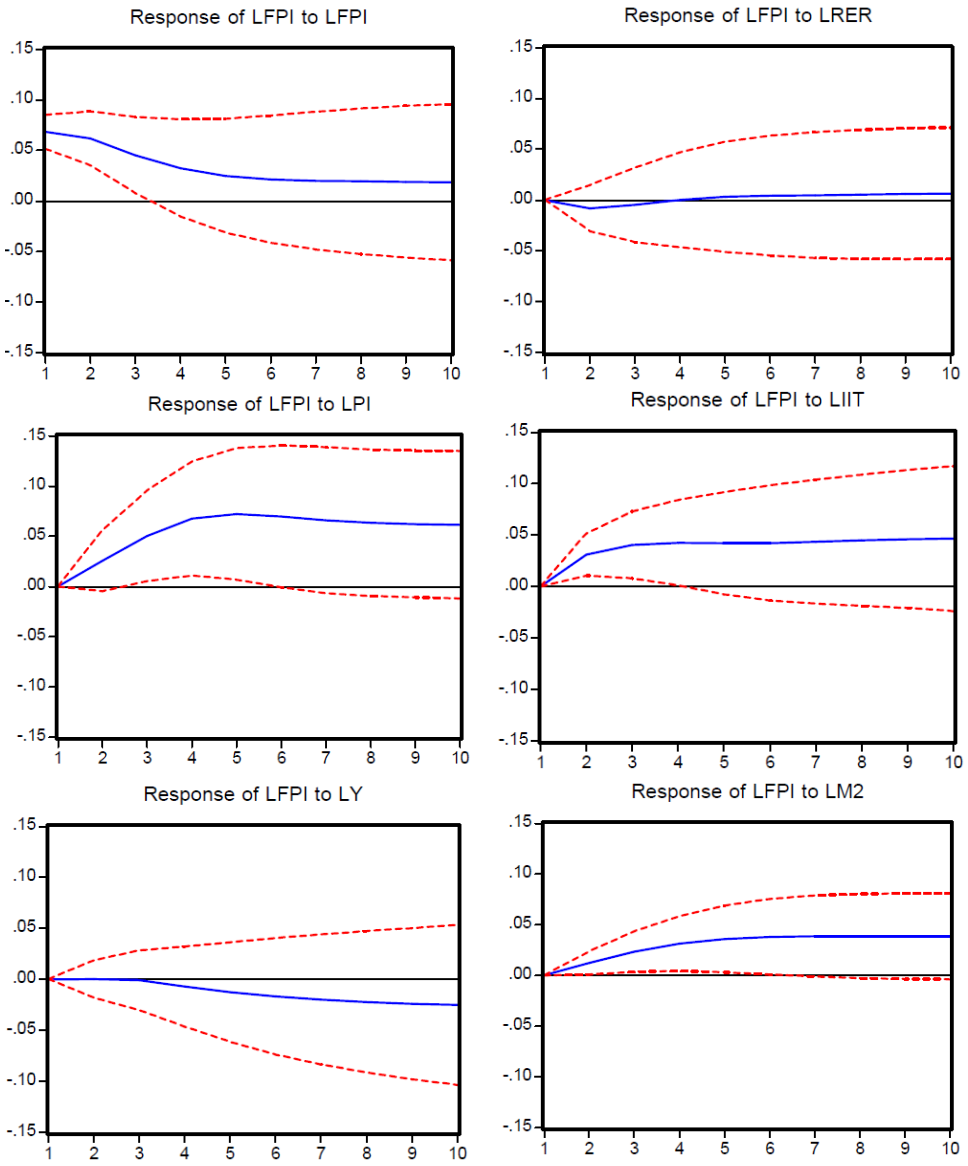
متغیر	lrer	lp	ly	liit	lm	ps	ns
ضریب	۱/۱	۰/۷۴	-۰/۶۱	-۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۰۹	۰/۴۶
آماره t	۴۲/۸۸	۶/۲۵	-۲۸/۶۸	-۱۱/۴۲	۶/۳۹	۱/۹۷	۱۱/۳۸

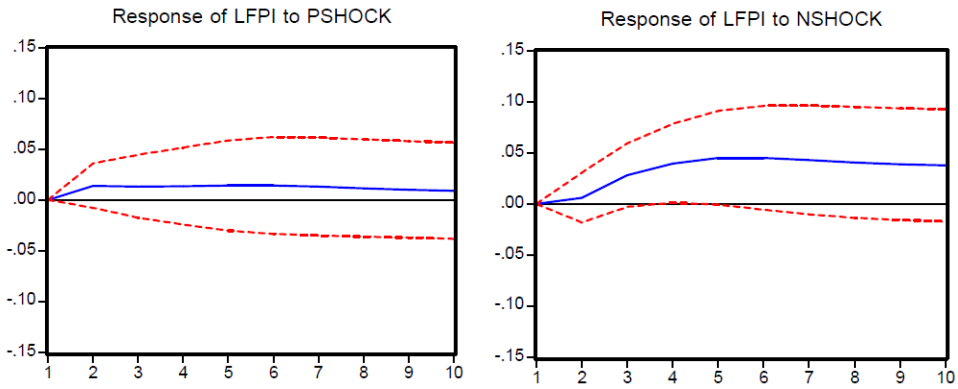
مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- برآورد الگوی تصحیح خطا (کوتاه مدت)

متغیر	Dlfpi	Dlrer	Dlp	Dly	Dliit	Dlm	Dps	Dns	Ect	C
ضریب	۰/۵۵	-۰/۳۰	۰/۰۰۸	-۰/۱۴	۰/۱۰	۰/۲۰	۰/۰۴	-۰/۰۴	-۰/۱۸	۰/۰۷
آماره t	۱/۷۸	-۱/۰۰	۰/۰۱	-۰/۵۸	۲/۵۳	۰/۸۱	۰/۲۹	-۰/۳۰	-۰/۶۹	۱/۲۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش


Response of LFPI to LFPI
Response of LFPI to LRER
Response of LFPI to LPI
Response of LFPI to LIIT
Response of LFPI to LY
Response of LFPI to LM2



شکل ۳- توابع عکس‌العمل آنی قیمت مواد غذایی نسبت به تکانه متغیرها