ارزیابی شوک‌های قیمت نفت و نرخ ارز بر قیمت مواد غذایی در مناطق شهری ایران

محمدرضا کهنسال[1*] و رضا هزاره[2]

تاریخ دریافت: 95/6/24 تاریخ پذیرش: 95/9/30

چکیده

افزایش قیمت مواد غذایی یکی از مهم‌ترین دغدغه‌ها در کشورهای در حال توسعه هم‌چون ایران است. به گونه‌ای‌که شناسایی عوامل تأثیرگذار بر آن‌یکی از مسایل مهم پیش روی دولت‌ها در این کشورهاست. بر این اساس، این مطالعه با هدف شناسایی ارتباط بین شوک‌های قیمت نفت، نرخ ارز و قیمت مواد غذایی در ایران در بازه زمانی 1393-1381 انجام گرفت. بدین منظور، از الگوی خود رگرسیون برداری داده‌های پانل (PANEL VAR) با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) و هم‌چنین، EGARCH استفاده شد. نتایج بدست آمده از برآورد الگو و بررسی روابط متقابل متغیرهای پژوهش در چارچوب توابع واکنش، تجزیه واریانس، علیت گرنجر پانل بیانگر این است که در دوره زمانی مورد بررسی، شوک‌های قیمت نفت در کوتاه‌مدت اثری معنی‌دار بر قیمت مواد غذایی نداشته است. این در حالی است که نوسان‌های قیمت مواد غذایی 74 درصد و نوسان‌های نرخ ارز 24 درصد از نوسان‌های قیمت مواد غذایی را توضیح می‌دهند؛ بنابراین، با مدیریت نرخ ارز می‌توان از اثرگذاری نوسان‌های آن بر قیمت مواد غذایی جلوگیری کرد.

طبقه‌بندی JEL؛C13، F31، N73، Q43،Q18،Q41

واژه‌های کلیدی: مدیریت نرخ ارز، توابع واکنش، PANEL VAR، EGARCH

1- استاد گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد.

2- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد.

*- نویسنده مسئول مقاله: kohansal@um.ac.ir

پیشگفتار

تغییرات قیمت مواد غذایی یک از مهم‌ترین چالش‌های پیش روی سیاست‌گذاران است زیرا افزایش آن می‌تواند اثرات منفی بر رفاه جامعه بویژه اقشار کم‌درآمد و فقیر داشته باشد. در ارتباط با این مهم کشورهای در حال توسعه به دلیل ساختار اقتصادی‌شان اثرهایی بیش‌تر از افزایش قیمت مواد غذایی می‌پذیرند؛ بنابراین، اهمیت این موضوع برای کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته بیش‌تر است. بررسی‌ها نشان می‌دهند، عوامل بسیاری بر قیمت مواد غذایی تأثیرگذار است. بررسی ارتباط بین شوک‌های قیمت نفت، نرخ ارز و قیمت مواد غذایی یکی از مهم‌ترین مباحثی است که مطالعات متعددی پیرامون این موضوع انجام گرفته است (آبوت و همکاران 2011. میتچل 2008. رایت 2009).

ایران یکی از کشورهایی است که سالیان متمادی با تورم بالایی روبه‌رو بوده است و همواره شناسایی عامل‌های مؤثر بر پدیده اقتصادی یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران در این کشور می‌باشد؛ بنابراین، انجام مطالعات تجربی پیرامون شناسایی عامل‌های تأثیرگذار بر تورم بویژه تورم مواد غذایی ضروری و از اهمیتی ویژه برخورداراست.

مطالعات بسیاری به بررسی ارتباط بین قیمت مواد غذایی، قیمت نفت و نرخ ارز پرداخته‌اند که از جمله آن‌ها می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد:

اعظم زاده شورای و خلیلیان (1389) با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیع‌شده به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر قیمت مواد غذایی در بازه زمانی 1385-1352 پرداخته و اثر متغیرهایی از قبیل حجم پول، نرخ ارز و نرخ بهره بر قیمت مواد غذایی را مورد توجه قرار دادند. نتایج نشان دادند بین سیاست‌های پولی و قیمت مواد غذایی رابطه بلندمدت برقرار است. هم‌چنین، نرخ ارز، نرخ بهره و حجم نقدینگی اثر مثبتی بر قیمت مواد غذایی دارد. پیش‌بها و همکاران (1392) به بررسی تأثیر عبور نرخ ارزبر قیمت مواد غذایی در ایران پرداختند. نتایج نشان دادند که عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مواد غذایی ناقص بوده و کشش عبور نرخ ارز در کوتاه‌مدت حدود 3 درصد و در بلندمدت حدود 6 درصد است. نتایج مربوط به تجزیه واریانس نشان دادند که سهمی کوچک از تغییرات قیمت مواد غذایی به وسیله تکانه‌های نرخ ارز و عرضه پول توضیح داده می‌شود. صمدی و بهپور (1392) به بررسی نوسان‌های قیمت نفت و بر شاخص تولید مواد غذایی در ایران پرداختند. بدین منظور از داده‌های سالانه 1390-1369 در چارچوب الگوی خود رگرسیونی برداری استفاده کردند. نتایج نشان دادند، شاخص قیمت مواد غذایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیری از نوسان‌های قیمت نفت نمی‌پذیرد. هزاره و همکاران (1394) به بررسی ارتباط بین متغیرهای اقتصادی و قیمت مواد غذایی در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت پرداختند. نتایج پژوهش

نشان دادند که وقفه‌های قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت بیش‌ترین تأثیر را بر قیمت مواد غذایی در مقایسه با کشورهای واردکننده نفت دارد. از سوی دیگر، شوک‌های قیمت مواد غذایی در هر دو گروه از کشورها بیش از 90 درصد از نوسان‌های قیمت مواد غذایی را توضیح می‌دهند. هم‌چنین، در مطالعات خارجی می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

آوالوس (2014) در مطالعه‌ای با عنوان "آیا قیمت نفت محرک قیمت مواد غذایی است؟"به بررسی ارتباط بین قیمت نفت و قیمت مواد غذایی پرداخت. در این مطالعه ارتباط بین قیمت سوخت‌های زیستی و محصولات ذرت و سویا موردبررسی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهند اثرگذاری قیمت نفت بر قیمت ذرت پس از سال 2006 بیش‌تر شده است. هم‌چنین، نتایج نشان دادند که بین قیمت سویا و ذرت ارتباط معنی‌داری برقرار است. فرانک و گارسیا (2010) به بررسی مقدار اثرگذاری قیمت محصولات کشاورزی، نفت و نرخ ارز در طی دوره زمانی 2009-1998 در چارچوب الگوی VAR و VECM پرداختند. نتایج نشان دادند که قیمت ذرت بیش‌ترین تأثیر را از نرخ ارز و نفت خام می‌پذیرد.

رزیتیس و ساسی (2013) در مطالعه خود به بررسی ادبیات پژوهش پیرامون قیمت مواد غذایی پرداختند. نتایج پژوهشگران نشان دادند که عامل‌هایی گوناگون بر قیمت مواد غذایی اثرگذار است که از میان آن‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

(1) نوسان‌های تولید (اسچانف،2008)، (2) قیمت انرژی و کودشیمیایی (آبوت و همکاران، 2008، میتچل 2008. تروستل، 2008)، (3) قیمت صادراتی مواد غذایی (تروسدل، 2008)، (4) سرمایه‌گذاری در پژوهش و توسعه (آبوت و همکاران، 2008)، (5) تغییر ساختاری تقاضای جهانی (هدی و فان، 2008)، (6) قیمت نفت (آبوت و همکاران، 2008)، (7) تولید سوخت‌های فسیلی (آبوت و همکاران، 2008، 2009. میتچل، 2008. رایت، 2009)، (8) قیمت واردات مواد غذایی(آبوت و همکاران، 2011. رایت، 2009)، (9) کاهش قیمت دلار آمریکا (آبوت و همکاران، 2011. میتچل، 2008. تروستل، 2008) و (10) کشش‌های بازار (آبوت و همکاران، 2011).

نازلگلو و سویتاس (2012) ارتباط پویای بین قیمت نفت، 24 کالای کشاورزی و قیمت دلار آمریکا را در چارچوب الگوی PANEL VAR طی سال‌های 2010-1980 مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهند، قیمت محصولات کشاورزی ارتباطی بسیار قوی با قیمت نفت و ارتباطی مثبت و ضعیف با دلار آمریکا دارد. نتایج آزمون علیت پانل نشان‌دهنده این است که یک ارتباط از قیمت نفت و دلار آمریکا به قیمت مواد غذایی وجود دارد، اما این ارتباط از قیمت مواد غذایی به قیمت نفت و دلار آمریکا نیز تأیید شد. پالا (2013) ارتباط بین شاخص قیمت نفت خام و قیمت مواد غذایی را در قالب الگوی VECM در دوره 2011-1990 مورد بررسی قرار داد. نتایج تجربی

نشان دادند که دو شکست ساختاری در الگو وجود دارد. نتایج آزمون علیت نشان‌دهنده ارتباط دوسویه بین شاخص قیمت مواد غذایی و قیمت نفت خام است. علامت ضرایب رگرسیون بین قیمت نفت خام و قیمت مواد غذایی در سال‌های 2008-1990 منفی و در سال‌های 2011-2008 مثبت بدست آمد. کیائیان و کانکس (2011) ارتباط بین قیمت انرژی، انرژی زیستی و مواد غذایی را مورد بررسی قرار داد. در این پژوهش از یک الگوی همگرایی سری زمانی برای نه محصول کشاورزی- ذرت، گندم، برنج، شکر، سویا، پنبه، موز، سورگوم و چای و میانگین قیمت نفت در سال‌های 2008-1994 استفاده شد. نتایج نشان دادند، قیمت انرژی بر قیمت مواد غذایی اثر معنی‌داری دارد.

بررسی پیشینه پژوهش نشان داد، تعدادی از مطالعات داخلی به بررسی عوامل تأثیرگذار بر قیمت مواد غذایی پرداخته‌اند، اما تعداد کمی از مطالعات عوامل مؤثر بر شاخص مواد غذایی (به‌عنوان جزء اصلی سبد کالایی مورداستفاده در محاسبه تورم) را مورد بررسی قرار دادند. از سوی دیگر، در هیچ‌یک از مطالعات به شوک‌های قیمت نفت و نرخ ارز به‌عنوان عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت مواد غذایی توجهی نشده است. بر این اساس در این مطالعه، برای نخستین بار شاخص‌های قیمت مواد غذایی به تفکیک 13 گروه در قالب الگوی PANEL VAR برای خانوارهای شهری مورد بررسی قرار گرفت. نکته که می‌بایست به آن توجه شود این است، در کشورهای صادرکننده نفت هم‌چون ایران، نفت منبع اصلی درآمدهای دولت و هم‌چنین تأمین‌کننده ارز بشمار می‌آید؛ بنابراین، درآمدهای نفتی از راه تأثیر بر درآمدهای دولت (اثرگذاری بر واردات مواد غذایی و نهاده‌های تولید و ...)، نرخ ارز (اثرگذاری بر صادرات، واردات مواد غذایی و نهاده‌های تولید و ...) و افزایش هزینه تولید بر قیمت مواد غذایی اثرگذار است؛ بنابراین، هدف از انجام این مطالعه پاسخ به این پرسش‌هاست که آیا شوک‌های نفتی و نرخ ارز منجر به تغییر قیمت مواد غذایی می‌شود؟ آیا نرخ ارز، شوک‌های نفتی و قیمت مواد غذایی با یکدیگر ارتباط دارند؟

شکل 1، 2، 3 روند قیمت نفت اپک، نرخ ارز و شاخص قیمت مواد غذایی مناطق شهری ایران را نشان می‌دهد. همان گونه که مشاهده می‌شود هرچند روند قیمت مواد غذایی برای تمام گروهها یکسان نیست، اما روند بلندمدت آن گرایش به افزایش دارد. در مورد نرخ ارز و قیمت نفت نیز روند بلندمدت به گونه افزایشی است.

روش پژوهش

بر اساس بحث‌های بخش پیشین، انتظار می‌رود که قیمت مواد غذایی با شوک‌های قیمت نفت و نرخ ارز ارتباط داشته باشد. در این مطالعه بمنظور بررسی ارتباط بین متغیرهای موردنظر از الگوی

PANEL VAR استفاده شد. این الگوها برای بررسی ارتباط پویا بین متغیرها مناسب است (رزیتیسا، 2015). در این الگو همانند الگوهای VAR ساده، فرض بر این است که تمامی متغیرها درون‌زا در معادلات جداگانه‌ای به‌صورت متغیر وابسته وارد الگو می‌شوند (رزیتیسا، 2015). با این تفاوت که برخلاف الگویی‌های VAR ساده در این الگوها مقاطع نیز وارد می‌شوند؛ بنابراین الگوهای PANEL VAR این امکان را ایجاد می‌کند که ارتباط بین متغیرها در مقاطع گوناگون مورد بررسی قرار گیرد.

مطالعه کاناوا و کیکارلی(2013) جزئیات الگوی PANEL VAR را ارائه دادند. مدل استفاده شده در این پژوهش بر اساس الگوی ارایه شده توسط کاناوا و کیکارلی (2009) و کیکارلی و همکاران (2007) است که به صورت رابطه 1بیان می‌شود:

$$u_{it} \approx \left(o, \delta_i^{\,2}\right) y_{it} = a_{it} + A_{it}(L) y_{t-1} + u_{it} \qquad (1)$$

For i=1,…, N t=1,…,T

y_{it} یک بردار $G\times 1$ از متغیرهای تصادفی، α_{it} یک بردار $G\times 1$ از عرض از مبدأها، A_{it} یک ماتریس $G\times NG$ برای هر وقفه L و u_{it} نیز یک بردار $G\times 1$ متغیرهای تصادفی است. در این الگو P وقفه برای G متغیر درون‌زا تعیین‌شده است. فرض $E(u_{it}, u_{jt}) = 0 \quad \forall i \neq j$ نیز در مدل‌سازی در نظر گرفته‌شده است. رابطه (1) سه ویژگی مهم را بازگو می‌کند:

1- تغییر ضرایب در طول زمان ضرایب.2- ارتباط پویا برای هر واحد مقطع. 3- بازخورد پویا در تمامی واحدهای مقاطع (بازخوردها می‌تواند در سراسر وقفه‌های متغیر حاکم باشد)(رزیتیسا، 2015).

برای برآورد الگوی PANEL VAR اگر از روش OLS استفاده شود، ممکن است ناهمگنی مشاهده نشده‌ای میان مقاطع به شکل اثرات خاص مقطعی که در طول زمان تغییر نمی‌کنند، شکل بگیرد. اگر این اثرات ثابت با متغیرهای توضیحی همبسته باشند، OLS تورش دار خواهد بود. این ایراد در این پژوهش با استفاده از فنون متغیرهای ابزاری (IV) نظیر برآورد سیستمی گشتاور تعمیم‌یافته GMM بلوندل و باند برطرف می‌شوند.

در الگوی PANEL VAR برای انتخاب طول وقفه بهینه از آماره‌های اصلاح‌شده معیار داده‌های آکائیک[1](AIC)(آکائیک، 1969)، معیار داده‌های بیزین[2](BIC)(شوارتز 1978، رسانس 1978 و آکائیک 1977) و معیار داده‌های حنان و کوئین[3](HQIC) (حنان و کوئین 1979) استفاده می‌شود. روابط این معیارها به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

[1]- Akaike information criteria
[2]- Bayesian information criteria
[3] -Hannan and Quinn

$$MMSC_{BIC,n}(k,p,q) = J_n(k^2 p, k^2 q) - (|q| - |p|k^2 \ln n) \quad (2)$$

$$MMSC_{AIC,n}(k,p,q) = J_n(k^2 p, k^2 q) - 2k^2(|q| - |p|) \quad (3)$$

$$MMSC_{HQIC,n}(k,p,q) = J_n(k^2 p, k^2 q) - Rk^2(|q| - |p|)\ln\ln n \qquad R>0 \quad (4)$$

در روابط (2)، (3) و (4) $J_n(k,p,q)$ آماره بیش از مشخص برای K متغیر VAR PANEL مرتب‌شده p و شرایط لحظه‌ای بر اساس q وقفه از متغیرهای وابسته با حجم نمونه n تعریف می‌شوند.

الگو ناهمسانی واریانس شرطی

الگوهای ناهمسانی واریانس شرطی خود رگرسیون (ARCH) ابزاری مناسب برای اندازه‌گیری شوک‌ها در داده‌های سری زمانی می‌باشد. در بسیاری از مطالعات همچون التجائی و ارباب افضلی (1393)، شاهمرادی و زنگنه(1386) و قهرمان زاده و عارف عشقی (1392) به‌عنوان معیاری از نوسان‌ها و نا اطمینانی متغیرهایی همچون نرخ ارز، قیمت نفت و ... استفاده شدند. این الگوها امکان استفاده از مزایای انحراف معیار نمونه را ممکن می‌سازند و واریانس شرطی سری زمانی را از روش بیش‌ترین درستنمایی طراحی کرده و چارچوبی سیستماتیک برای مدل‌سازی تلاطم فراهم می‌آورند. واریانس پیش‌بینی خطای شرطی حاصله از این مدل‌ها، میزان تلاطم را نشان می‌دهد که در طول زمان تغییر می‌کند (مهرگان و همکاران، 1392).

ARCH، GARCH، TCHARCH، EGARCH معروف‌ترین الگوهای خانواده ARCH هستند که هر یک با توجه به ماهیت داده‌ها و پژوهش در مدل‌سازی استفاده می‌گردند. به‌عنوان مثال ازآن‌جایی‌که نوسان‌های سری نسبت به نوع خبر (شوک‌های منفی و مثبت) واکنش یکسانی نشان نمی‌دهد، بدین ترتیب الگوهای ARCH و GARCH که شوک‌های منفی و مثبت را متقارن در نظر می‌گیرند، قابلیت استفاده ندارد. در چنین شرایطی می‌بایست برای تحلیل رفتار نوسان‌های سری از الگوی نامتقارن[1] استفاده کرد (وریک، 2005).

از میان الگوهای نامتقارن، TGARCH اثرات شوک‌های مثبت و منفی را با استفاده از متغیرهای مجازی از هم جدا می‌سازد. در این نوع الگوها، برای تحقق شرط مثبت بودن واریانس، می‌بایست تأثیر شوک‌ها بر نوسان‌های حتماً مثبت باشند. این در حالی است که در دنیای واقعی ممکن است هرکدام از شوک‌ها بسته به سری زمانی موردبررسی منجر به کاهش نوسان‌ها شوند. در میان

[1] -Asymmetric Model

الگوهای نامتقارن، در EGARCH محدودیتی روی ضرایب اعمال نمی‌شود (مهرگان و سلمانی، 1393). EGARCH به‌صورت زیر طراحی می‌شود (مهرگان و همکاران، 1392):

$$(OIL_t|\varepsilon_{t-1}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{S}\alpha_i OIL_{t-1} + \sum_{j=1}^{a} b_i\varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t,\ldots.(\varepsilon_t|\varepsilon_{t-1}) \approx N(0,\delta_t^2 = h_t)$$
$$GARCH(p,q) = \log(\delta_t^2) = \beta_0 + \sum_{i=1}^{q}\beta_i \log(\delta_{t-i}^2) + \quad (5)$$
$$\sum_{i=1}^{q}\beta_i \log(\delta_{t-i}^2) + \sum_{k=1}^{r}\theta_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\delta_{t-k}} + \sum_{j=1}^{p}\varphi_j \left|\frac{\varepsilon_{t-j}}{\delta_{t-j}}\right| + V_t$$

در رابطه (5)، OIL_t متغیر قیمت نفت در دوره t، ε_t جزء خطا در دوره t است که نشان‌دهنده وجود شوک می‌باشد. به گونه‌ای‌که مقادیر مثبت آن نشان‌دهنده، شوک مثبت و مقادیر منفی آن نشان‌دهنده شوک منفی بوده است. σ_t^2 واریانس شرطی است که به پیش‌بینی نوسان‌های سری زمانی در دوره t تعبیر می‌شود. ε_{t-1} شامل مجموعه‌ای از داده‌ها تا زمان (t-1) به‌علاوه ε_{t-1} است. معادله نخست برای تعیین میانگین شرطی است و در معادله دوم، β، θ و φ پارامترهای ثابت هستند و تا زمانی که $\theta \neq 0$ باشد مدل EGARCH نامتقارن است. جز اخلال معادله واریانس شرطی دارای توزیع نرمال با واریانس σ_V^2 است.

برای برآورد EGARCH، ابتدا معادله میانگین شرطی با استفاده از قیمت‌های ماهانه نفت طی دوره زمانی 2002 تا 2014 در حالت‌های گوناگون الگوی ARMA(p,q) برآورد شد و در ادامه بر اساس کم‌ترین معیار داده‌های آکائیک (AIC) و شوارتز بیزین (SBC) معادله ARMA(2,3) و نیز الگوی EGARCH(1,1) به‌عنوان مناسب‌ترین الگو برای معادله واریانس شرطی انتخاب‌شده است. الگوی تجربی بدست‌آمده به‌صورت رابطه (6) ارایه می‌شود.

$$(OIL_t|\varepsilon_{t-1}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{2}\alpha_i OIL_{t-1} + \sum_{j=1}^{3} b_j\varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t,\ldots.(\varepsilon_t|\varepsilon_{t-1}) \approx N(0,\delta_t^2 = h_t)$$
$$EGARCH(p,q) = \log(\delta_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \log(\delta_{t-i}^2) + \quad (6)$$
$$\theta_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\delta_{t-1}} + \sum_{j=1}^{p}\varphi_1 \left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\delta_{t-1}}\right| + V_t$$

نتایج مربوط به الگوی EGARCH(1,1) در جدول 1 نشان داده‌شده است. مثبت بودن مقدار پارامتر θ در برآورد EGARCH، نشان می‌دهد که تأثیر شوک‌های مثبت قیمت نفت در بازارهای جهانی نفت نا اطمینانی قیمتی بیش‌تری را به دنبال دارد $(\theta + \varphi = 1/12)$. درحالی‌که شوک‌های منفی قیمت نفت باعث کاهش نوسان‌های قیمتی در بازارهای جهانی نفت می‌شوند $(\theta - \varphi = -0/82)$. این نتیجه‌گیری به وسیله مهرگان و سلمانی (1393) و مهرگان و همکاران (1392) نیز تأیید شد. در واقع می‌توان نتیجه گرفت شوک‌های اولیه قیمت در بازار

جهانی نفت، تأثیر نامتقارن بر شکل‌گیری نوسان‌های قیمتی نفت دارند. درصورتی‌که سطح قیمت‌ها با افزایش روبه‌رو باشد، نوعی چسبندگی رو به پایین قیمتی نیز در بازارهای نفت حاکم می‌شود و به همین دلیل شوک‌های منفی قیمتی در کاهش نا اطمینانی بازار نقش کم‌رنگ‌تری دارند.

آزمون ریشه واحد

برای جلوگیری از رگرسیون‌های ساختگی از آزمون ایستایی استفاده می‌شود. در داده‌های پانل نمی‌توان آزمون‌هایی همچون دکی فولر و دکی فولر تعمیم‌یافته استفاده نمود بلکه لازم است به گونه‌ای، ایستایی جمعی متغیرها مورد آزمون قرار گیرد. در این پژوهش، پیش از برآورد مدل، ایستایی متغیرها با استفاده آزمون ایم، پسران و شین (IPS) و آزمون لوین، لین و چو (LLC) بررسی شد. این دو آزمون را در دو حالت، داده‌های مقطعی دارای یک مقدار ثابت، یک مقدار ثابت و متغیر روند انجام شد.

جدول 2 نتایج آزمون ایستایی IPS و LLC را برای متغیرهای مورداستفاده نشان می‌دهد. آزمون IPS فرض وجود ریشه واحد جداگانه برای هر مقطع را نشان می‌دهد که متغیرهای مدل در دو حالت داده‌های مقطعی دارای یک مقدار ثابت و داده‌های مقطعی دارای مقدار ثابت و متغیر روند ایستا هستند؛ بنابراین فرضیه صفر، مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان پذیرفت و تمامی متغیرها ایستا هستند. هم‌چنین، نتایج آزمون LLC با فرض وجود ریشه واحد مشترک در میان همه مقاطع، نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مدل ایستا هستند. با حصول اطمینان از ایستایی متغیرها دیگر نیازی به انجام آزمون هم جمعی و هراس از کاذب بودن رگرسیون وجود نداشته و می‌توان به انجام برآورد الگو پرداخت.

در الگوی PANEL VAR پیش از هرگونه برآورد باید به تعیین طول وقفه بهینه اقدام کرد. جدول 3 نتایج آزمون تعیین طول وقفه بهینه ارایه شده به وسیله اندروز و لو (2001) را نشان می‌دهد. معیار MBIC وقفه 3 و MAIC و MQIC وقفه 4 را تأیید می‌کنند. در چنین شرایطی که سه آماره طول وقفه بهینه یکسانی را ارایه نمی‌دهد، آماره آکائیک در ارتباط با داده‌های ماهیانه نتیجه بهتری را نشان می‌دهد. بر این اساس طول وقفه 4 برای برآورد الگوی PANEL VAR انتخاب شد.

معرفی داده‌های پژوهش

بمنظور برآورد مدل پژوهش از داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده طی سال‌های 1393-1381، برای خانوارهای شهری که در سیزده گروه تقسیم‌بندی شده است، استفاده گردید.

سیزده گروه شامل: خوراک‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات، خوراکی‌ها، نان و غلات، گوشت قرمز و سفید و فرآورده‌های آن‌ها، گوشت قرمز و گوشت ماکیان، ماهی‌ها و صدف داران، شیر، پنیر و تخم‌مرغ، روغن و چربی‌ها، میوه و خشکبار، سبزیجات (سبزی و حبوبات)، قند و شکر و شیرینی‌ها (شکر، مربا، عسل، شکلات، شیرینی)، محصولات خوراکی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر، چای، قهوه کاکائو و نوشابه و آب‌میوه (نوشابه‌های غیرالکلی)[1] می‌باشد. داده‌های نرخ ارز در طی دوره موردنظر از بانک مرکزی و داده‌های مربوط به قیمت نفت از سایت اپک گردآوردی شد. در این پژوهش لگاریتم نرخ ارز (LNEX)، لگاریتم شاخص قیمت مواد غذایی در مناطق شهری (LNCPU) و شوک‌های قیمت نفت(SHOIL) به‌عنوان متغیرهای الگو استفاده شدند. گفتنی است در این مقاله بمنظور برآورد الگوی پژوهش از نرم‌افزار STATA نسخه 13 استفاده شد.

نتایج و بحث

الگوی تجربی PANEL VAR

با توجه به انتخاب وقفه 4 به‌عنوان وقفه بهینه که در مرحله پیش تعیین شد و هم‌چنین در نظر گفتن مطالعه رزیتیسا (2015) الگوی تجربی پژوهش به صورت رابطه (7) پیشنهاد می‌شود. همان گونه که مشاهده می‌شود، هر یک از متغیرها در سه معادله جداگانه به‌عنوان متغیر وابسته قرارگرفته و متغیر مورد نظر به همراه سایر متغیرها با چهار وقفه وارد الگو مورد نظر می‌شوند.

$$
\begin{aligned}
LNPCU_{it} &= \alpha_{11}LPCU_{it-1} + \alpha_{12}LNPCU_{it-1} + \alpha_{13}LNPCU_{it-3} + \alpha_{14}LNPCU_{it-4} \\
&+ \beta_{11}SHOLIit_{it-1} + \beta_{12}SHOLI_{it-2} + \beta_{13}SHOLI_{it-3} \\
&+ \beta_{14}SHOLI_{it-4} + \delta_{11}LNEX_{it-1} + \delta_{12}LNEX_{it-2} + \delta_{13}LNEX_{it-3} + \delta_{14}LNEX_{it-4} + U_{it,LNPCU} \\
SHOLI_{it} &= \alpha_{21}LNPCU_{it-1} + \alpha_{22}LNPCU_{it-2} + \alpha_{23}LNPCU_{it-3} + \alpha_{24}LNPCU_{it-4} \\
&+ \beta_{21}SHOLI_{it-1} + \beta_{22}SHOLI_{it-2} + \beta_{23}SHOLI_{it-3} + \beta_{24}SHOLI_{it-4} + \delta_{21}LNEX_{it-1} + \delta_{22}LNEX_{it-2} \\
&+ \delta_{23}LNEX_{it-3} + \delta_{24}LNEX_{it-4} + U_{it,SHOLI}
\end{aligned}
\qquad (7)
$$

$$
\begin{aligned}
LNEX_{it} &= \alpha_{31}LNPCU_{it-1} + \alpha_{32}LNPCU_{it-2} + \alpha_{33}LNPCU_{it-3} + \alpha_{34}LNPCU_{it-4} \\
&+ \beta_{31}SHOLIit_{it-1} + \beta_{32}SHOLI_{it-2} + \beta_{33}SHOLI_{it-3} \\
&+ \beta_{34}SHOLI_{it-4} + \delta_{31}LNEX_{it-1} + \delta_{32}LNEX_{it-2} + \delta_{33}LNEX_{it-3} + \delta_{34}LNEX_{it-4} + U_{it,LNEX}
\end{aligned}
$$

1- کالاهای خوراکی به وسیله مرکز آمار به 14 گروه تقسیم بندی شده است و از آن‌جایی که دخانیات از سال 1390 به بعد تفکیک شده این گروه را در این پژوهش در نظر گرفته نشده است.

نتایج برآورد الگوی تجربی

جدول 4 نتایج برآورد الگوی PANEL VAR را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج بدست‌آمده، وقفه نخست، دوم، سوم و چهارم متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده معنی‌دار است و علامت دو وقفه نخست مثبت و وقفه‌های سوم و چهارم منفی می‌باشد. این نتیجه نشان‌دهنده این موضوع است که افزایش قیمت کالاهای خوراکی در دو ماه نخست اثری مثبت بر قیمت مواد غذایی داشته است و افزایش قیمت مواد غذایی اثر بازدارندگی خود را بر میزان تقاضا پس از سه دوره نشان می‌دهد. هم‌چنین، نتایج نشان می‌دهند، نوسان‌های قیمت نفت در ابتدا اثری بر قیمت مواد خوراکی نداشته است، اما این شوک‌ها بعد از گذشت دو دوره اثری مثبت و معنی‌دار بر قیمت مواد خوراکی دارد. نتایج هم‌چنین، نشان می‌دهد، قیمت مواد غذایی در مناطق شهری اثری مثبت و معنی‌دار از چهار وقفه گذشته نرخ ارز می‌پذیرد. درواقع با افزایش نرخ ارز میزان صادرات مواد غذایی افزایش‌یافته که این موضوع می‌تواند منجر به افزایش قیمت مواد غذایی گردد. گفتنی است افزایش نرخ ارز باعث افزایش صادرات و هم‌چنین، افزایش هزینه تولید (افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی) و به‌تبع آن می‌تواند باعث کاهش سودآوری تولیدکنندگان مواد غذایی گردد، اما از آنجایی‌که تقاضای مواد غذایی عموماً بی‌کشش بوده و نسبت به سطح قیمت‌ها واکنش کم‌تری نشان می‌دهد، بنابراین افزایش سطح قیمت‌ها می‌تواند منجر به افزایش سودآوری تولیدکنندگان گردد. بر این اساس، منطقی به نظر می‌رسد که رشد نرخ ارز اثر مثبتی بر تورم مواد خوراکی داشته باشد.

ارزیابی اثرات متقابل پویا ناشی از شوک‌ها

بمنظور مطالعه اثرات متقابل پویا حاصل از شوک‌های ایجادشده در الگو موردبررسی از روش‌های توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس استفاده می‌شود. تابع واکنش آنی رفتار پویای متغیرهای الگو را در طول زمان به هنگام وارد شدن شوک به‌اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. با استفاده از این روش، پاسخ پویای دستگاه به شوک واحد اعمال‌شده از سوی هر یک از متغیرها مشخص می‌شوند. شکل 4 توابع واکنش آنی متغیرهای الگو را در مقابل شوک‌های واردشده به‌اندازه یک انحراف معیار از سوی سایر متغیرها نشان می‌دهد. همان گونه که در این شکل مشاهده می‌شود، یک شوک مثبت در LNPCU باعث کاهش در LNPCU می‌شود. بر اساس نمودار بالا اثر این شوک پس از حدود 4 دوره باعث کاهش LNPCU می‌گردد، اما پس از این دوره دوباره تمایل به افزایش دارد. به گونه مشخص شوک‌های وارده بر سطح قیمت‌های مواد غذایی می‌توانند باعث کاهش تقاضا آن‌ها و به‌تبع آن کاهش LNPCU شود.

آثار شوک مثبت متغیر SHOIL بر LNPCU روند مشخصی ندارد، در دوره نخست باعث کاهش بسیار جزئی در LNPCU که این موضوع باعث اثر مثبت مقطعی بر قیمت مواد خوراکی شده، اما

پس از 6 دوره اثر شوک‌ها با شدت بیش‌تری منجر به کاهش LNPCU می‌گردند. درواقع، پیامدهای یک شوک مثبت بر SHOIL در بلندمدت منجر به کاهش قیمت کالاهای خوراکی می‌شود. به گونه‌ای‌که دلیل این موضوع به واکنش نرخ ارز به شوک‌های قیمت نفت برمی‌گردد. همان گونه که مشاهده می‌شود، شوک‌های قیمت نفت اثری نسبتاً مشابه بر نرخ ارز داشته است به گونه ای‌که پس از 6 دوره منجر به کاهش نرخ ارز می‌شود. بر این اساس با توجه به وابستگی ایران به واردات کالاهای خوراکی این اثرات منجر به واردات و در پی آن کاهش سطح قیمت‌های مواد خوراکی می‌شوند.

واکنش LNPCU نسبت به شوک‌های ناشی از متغیر LNEX نشان می‌دهد، این اثرات در کوتاه‌مدت منجر به کاهش سطح قیمت‌ها می‌شوند، اما بعد از دو دوره اثر مثبتی بر LNPCU داشته به گونه‌ای که پس از 10 دوره اثر این شوک از بین می‌روند.

واکنش SHOIL نسبت به شوک‌های مثبت LNPCU بر اساس انتظارات است. نتایج برآورد توابع واکنش آنی حاکی از این است که یک شوک واردشده بر LNPCU منجر به کاهش تقاضای مواد خوراکی می‌شود و از آن‌جایی‌که فرایند تولید و حمل‌ونقل مواد خوراکی انرژی بر بوده منجر به کاهش تقاضای انرژی می‌شود.

جدول 5 سهم و اهمیت یک تکانه ناشی از متغیر را در تغییرپذیرهای خود متغیر به تغییرپذیرهای سایر متغیرها نشان می‌دهد. بر پایه نتایج این جدول، در دوره 10 ماهه 74 درصد از نوسانات LNPCU به وسیله شوک‌های مربوط به خود LNPCU و حدود 24 درصد نوسان‌های این متغیر به وسیله شوک‌های ناشی از LNEX توضیح داده می‌شود. این در حالی است که شوک‌های ناشی از SHOIL سهم ناچیزی را در پوشش دادن نوسان‌های متغیر LNPCU دارد. در بلندمدت (20 و 30 ماه) سهم LNPCU در توضیح نوسان‌های خود افزایش و سهم سایر متغیرها کاهش می‌یابد.

آزمون علیت گرنجر پانل

جدول 6 نتایج آزمون علیت گرنجر را برای متغیرهای الگو نشان می‌دهد. بر اساس نتایج این جدول، فرضیه صفر مبنی بر عدم ارتباط بین متغیرها رد می‌شود؛ یعنی یک رابطه دوطرفه بین قیمت مواد خوراکی، نرخ ارز و شوک‌های نفتی برقرار است. این نتیجه به وسیله نتایج جدول 4 نیز تأیید می‌شود زیرا ضرایب متغیرهای الگو در سه معادله معنی‌دار می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

افزایش قیمت مواد غذایی همواره یکی از چالش‌های پیش روی دولت‌ها در کشورهای درحال‌توسعه ازجمله ایران می‌باشد. به گونه‌ای که مهار و کنترل رشد شدید قیمت مواد غذایی یکی از اهداف دولت‌ها در ایران از گذشته تاکنون بوده است. به گونه‌ای‌که این موضوع در چند سال اخیر به یکی از مهم‌ترین مشکلات اقتصادی ایران مبدل شده است. با توجه به این مهم، مطالعه حاضر به شناسایی عوامل تأثیرگذار بر قیمت مواد غذایی در ایران می‌پردازد. در این مطالعه ارتباط بین نوسان‌های قیمت نفت، نرخ ارز و قیمت مواد غذایی در مناطق شهری ایران موردبررسی قرار گرفت. نتایج این پژوهش نشان دادند، وقفه‌های اولیه قیمت مواد غذایی در مناطق شهری، اثر مثبتی برافزایش قیمت مواد غذایی در دوره‌های آتی دارند. این اثر پس از سه دوره، به دلیل واکنش‌های عوامل بازار به افزایش قیمت‌های دورهای گذشته اثر منفی بر قیمت مواد غذایی خواهد داشت. هم‌چنین، نتایج نشان داد، نوسان‌های قیمت نفت و وقفه‌های چهار ماه گذشته آن، اثری معنی‌دار بر قیمت مواد غذایی در مناطق شهری ایران ندارد. از سوی دیگر، نرخ ارز به همراه وقفه‌های چهارماهه گذشته آن، اثری مثبت و معنی‌دار بر قیمت مواد غذایی دارند زیرا افزایش نرخ ارز باعث افزایش هزینه تولید می‌شود و در چنین شرایطی اگر دولت اقدام‌های لازم برای کاهش هزینه‌های تولید را اجرا نکند، انتظار می‌رود، انگیزه تولید و به‌تبع آن تولید داخلی کاهش یابد. هم‌چنین، گفتنی است، بهره‌وری عوامل تولید در اقتصاد ایران بسیار پایین است و به گونه معمول، کالاها با هزینه زیادی نسبت به سطح جهانی تولید می‌شود، بنابراین، استفاده از ابزارهای همچون برطرف کردن موانع صادراتی به‌تنهایی نمی‌تواند راهگشا باشد، اما کنترل نرخ ارز و نوسان‌های آن می‌تواند آثار تورمی بر مواد غذایی کاهش دهد. هم‌چنین، نتایج مربوط به تجزیه واریانس نشان می‌دهد، شوک‌های قیمت مواد غذایی و نرخ ارز سهم بالایی در توضیح نوسان‌های قیمت مواد غذایی در مناطق شهری ایران دارد. این در حالی است که شوک‌های قیمت نفت سهم بسیار ناچیزی در توضیح نوسان‌های قیمت مواد غذایی داراست. با توجه به این‌که قیمت مواد خوراکی سهم بالایی در توضیح نوسان‌های خود دارد، بنابراین، کنترل قیمت مواد غذایی در کوتاه‌مدت می‌تواند عاملی مؤثر بر کاهش تورم مواد خوراکی در دوره‌های بلندمدت باشد.

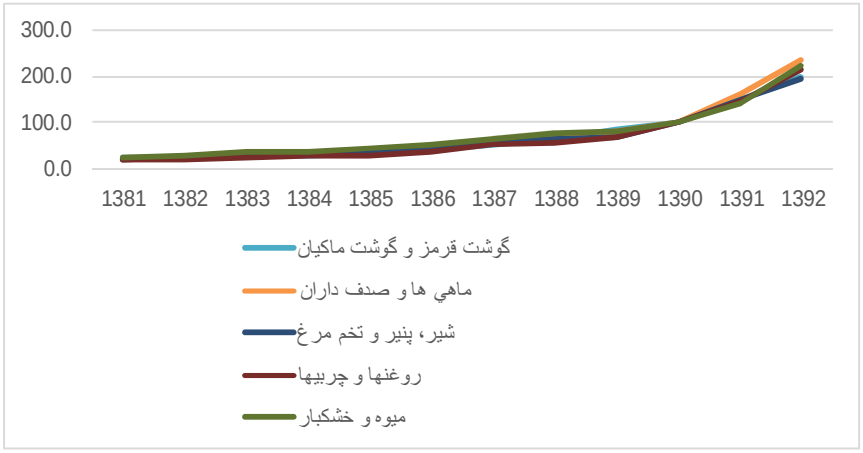
منابع

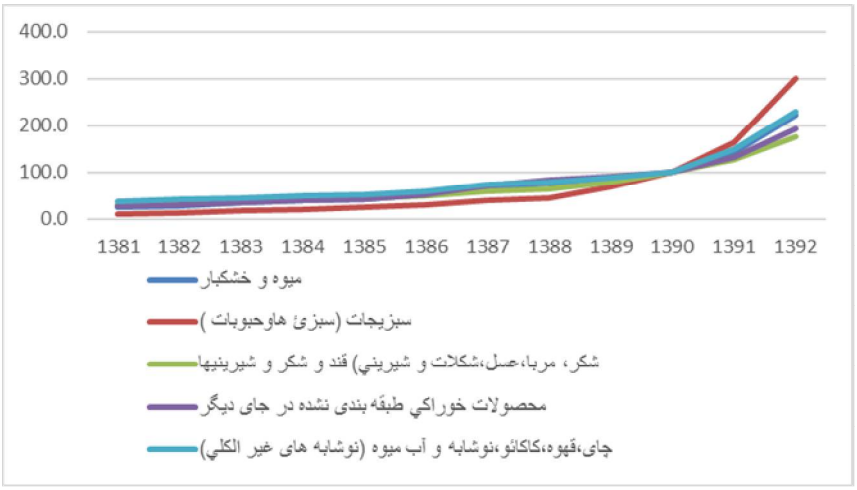
- التجائی، ا. و ارباب افضلی، م. (1393). بررسی تاثیرات نامتقارن شوک های قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران. مجله اقتصاد تطبیقی. (1): 26-1.
- اعظم زاده شورکی، م و خلیلیان، ص. (1389) بررسی اثر سیاست‌های پولی بر قیمت غذا در ایران. مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی. (24): 184-177.
- پیش بهار، ا. قهرمان زاده، م و عارف عشقی، ط. (1392) بررسی تأثیر عبور نرخ ارز به قیمت مواد غذایی در ایران. مجله اقتصاد کشاورزی. (4): 21-1.
- شاهمرادی، ا و زنگنه، م. (1386) محاسبه ارزش در معرض خطر برای شاخص های عمده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش پارامتریک. مجله پژوهشات اقتصادی. (79):149-121.
- صمدی، س. یحیی‌آبادی، ا و معلمی، ن .(1388) تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران. فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی. (52):26-5.
- صمدی، ع، ح و بهپور، س.(1392) بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران. فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد. (2): 106-89.
- قهرمان زاده، م و عارف عشقی، ط. (1392) الگوسازی نوسانات نامتقارن قیمت ها در بازار گوشت مرغ استان تهران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی. (2) : 143-134.
- مهرگان، ن و سلمانی، ی. (1393) نوسانات قیمتی نفت و رشد پایدار اقتصادی: مطالعه موردی ایران و ژاپن. مطالعات اقتصادی کاربردی ایران. (10): 125-107.
- مهرگان، ن. محمد زاده، پ. حقانی، م و سلمانی، ی. (1392) بررسی الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در واکنش به نوسانات قیمت نفت خام: کاربردی از مدل‌های GARCH و رگرسیون چرخشی مارکف. فصلنامه پژوهشات مدل‌سازی اقتصادی. (12): 101-73.
- هزاره، ر. شاهنوشی، ن. محمدی، ح و سقاییان،س،م. (1394) تحلیل نقش متغیرهای اقتصادی بر قیمت مواد غذایی در کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت. مجله اقتصاد کشاورزی. جلد 9، (4): 96-75.

- Akaike, H. (1969). Fitting autoregressive models for prediction. Annals of the institute of Statistical Mathematics. 21: 243-247.
- Andrews, D.W. & Lu, B. (2001). Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. Journal of Econometrics. 101: 123-164.
- Avalos, F. (2014). Do oil prices drive food prices? The tale of a structural break. Journal of International Money and Finance. 42:253-271.
- Chen, S.-T., Kuo, H.-I. and Chen, C.-C. (2010). Modeling the relationship between the oil price and global food prices. Applied Energy. 87: 2517-2525.

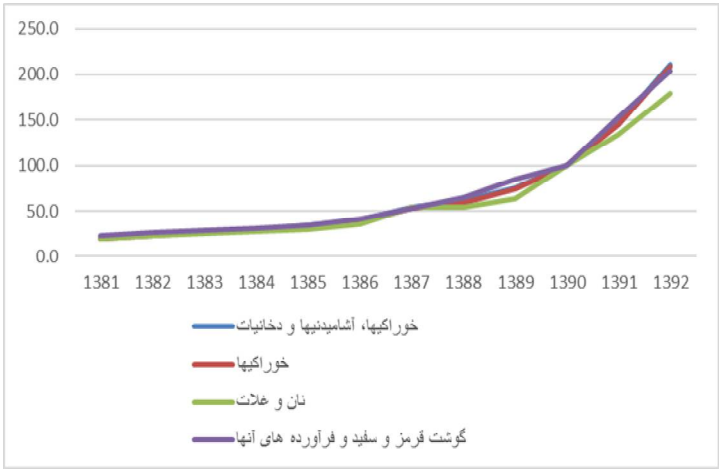
- Ciaian, P. (2011). Interdependencies in the energy–bioenergy–food price systems: A cointegration analysis. Resource and Energy Economics. 33: 326-348.
- Frank, J. and Garcia, P.(2010). How Strong are the Linkages among Agricultural, Oil, and Exchange Rate Markets? Proceedings of the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management, 2010. Mo St. Louis.
- Hannan, E.J. and Quinn, B.G. (1979). The determination of the order of an autoregression. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological): 190-195.
- Headey, D. and Fan, S. (2008). Anatomy of a crisis: the causes and consequences of surging food prices. Agricultural Economics. 39: 375-391.
- Mitchell, D. (2008). A note on rising food prices. World Bank policy research working paper 4682. Social Science Research Network SSRN eLibrary. http://papers. ssrn. com/sol3/papers. cfm.
- Nazlioglu, S. and Soytas, U. (2012). Oil price, agricultural commodity prices, and the dollar: A panel cointegration and causality analysis. Energy Economics. 34: 1098-1104.
- Pala, A. (2013). Structural Breaks, Cointegration, and Causality by VECM Analysis of Crude Oil and Food Price. International Journal of Energy Economics and Policy. 3: 238-246.
- Rezitis, A.N.(2015). The relationship between agricultural commodity prices, crude oil prices and US dollar exchange rates: a panel VAR approach and causality analysis. International Review of Applied Economics. 29: 403-434.
- Rissanen, J. (1978). Modeling by shortest data description. Automatica. 14: 465-471.
- Sassi, M. (2013). Commodity Food Prices: Review and Empirics. Economics Research International, 2013.
- Schnepf, R. .(2008). High Agricultural Commodity Prices: What Are the Issues? Library of Congress, Congressional Research Service.
- Trostle, R. (2008). Fluctuating food commodity prices. Amber Waves. 6: 11.
- Verbeek, M. (2008). A guide to modern econometrics, John Wiley & Sons.
- Wright, B.D. (2009). International grain reserves and other instruments to address volatility in grain markets. World Bank Policy Research Working Paper Series, Vol.

پیوست‌ها

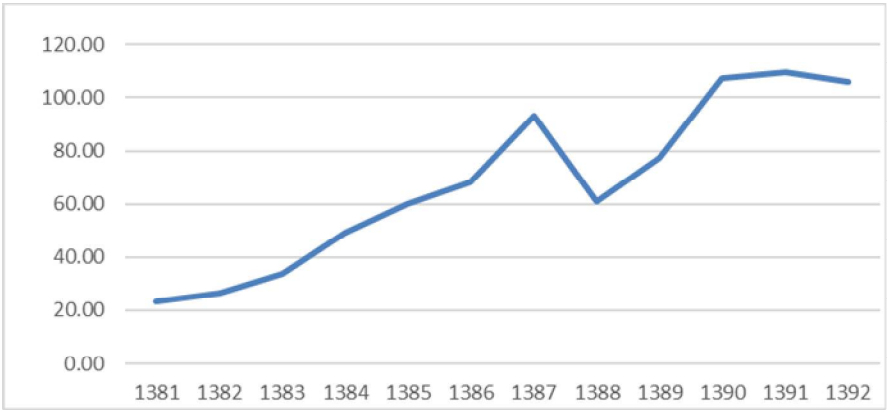




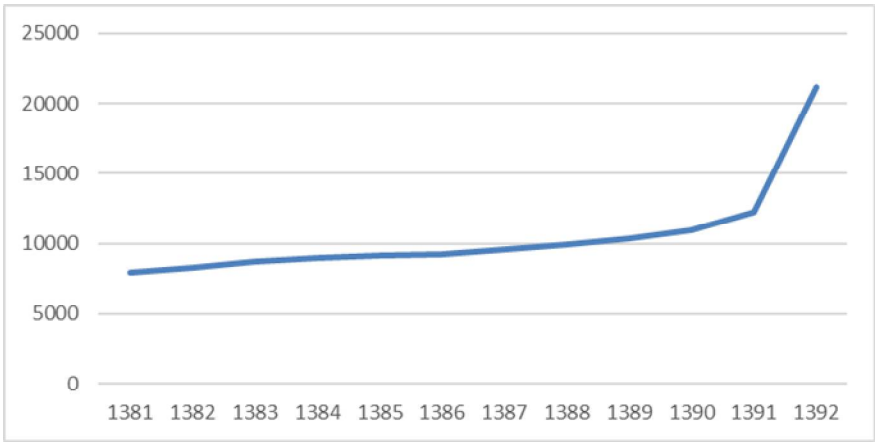
شکل1- روند شاخص قیمت مواد غذایی در مناطق شهری ایران.



ادامه شکل1- روند شاخص قیمت مواد غذایی در مناطق شهری ایران.



شکل2- روند قیمت نفت اپک.



شکل3- روند نرخ ارز،

جدول 1- نتایج برآورد مدل EGARCH(1,1)،

معادله میانگین شرطی						
متغیر	α_0	α_1	α_2	b_1	b_2	b_3
ضریب	178/44	1/04*	-0/05	0/29	0/05	-0/26*
انحراف معیار	284/14	0/29	0/29	0/29	0/09	0/09
سطح احتمال	0/53	0/00	0/85	0/85	0/56	0/00
معادله واریانس شرطی						
متغیر	β_0	β_1	θ_1	φ_1		
ضریب	-0/06	0/21*	0/15***	0/97*		
انحراف معیار	0/09	0/07	0/08	0/02		
سطح احتمال	0/49	0/00	0/08	0/00		

مأخذ: یافته های پژوهش *، ** و *** به ترتیب معنی داری در سطح احتمال 1٪، 5٪ و 10 ٪ را نشان می دهند.

جدول 2- بررسی ایستایی متغیرها مدل با استفاده از دو آزمون IPS و LLC

متغیر	IPS				LLC			
	مقدار ثابت	احتمال	مقدار ثابت و روند	احتمال	مقدار ثابت	احتمال	مقدار ثابت و روند	احتمال
LNPCU	-6/59	0/00	-6/58*	0/00	-24/28	00/00	-24/33*	0/00
LNEX	-7/62	0/00	-7/63*	0/00	-32/06	0/00	-32/19*	0/00
SHOLI	-8/91	0/00	-8/88*	0/00	-23/18	0/00	-23/18*	0/00

مأخذ: یافته های تحقیق *، ** و *** به ترتیب معنی داری در سطح احتمال 1٪، 5٪ و 10 ٪ را نشان می‌دهند.

جدول 3- نتایج آزمون تعیین طول وقفه بهینه.

وقفه	MBIC	MAIC	MQIC
1	108/37	255/86	201/32
2	11/78	109/98	73/66
3	-16/25*	32/77	14/63
4	2/73e-27	2/73e-27*	2/73e-27*

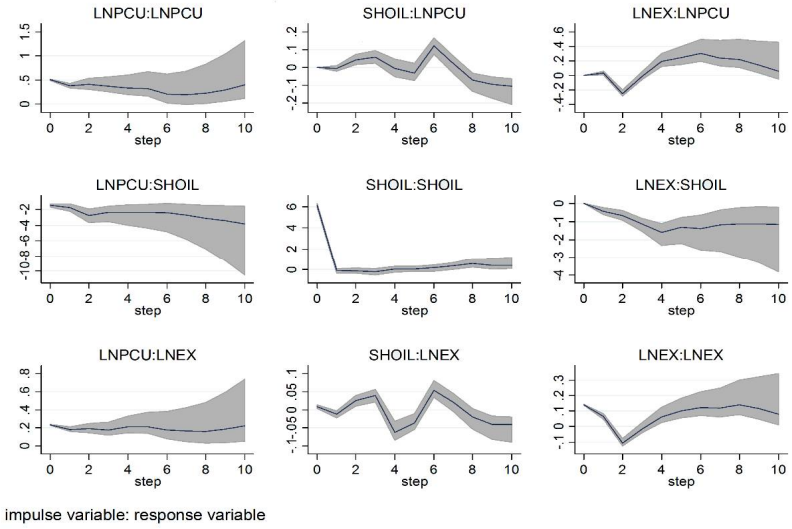
مأخذ: یافته های پژوهش *، ** و *** به ترتیب معنی داری در سطح احتمال 1٪، 5٪ و 10 ٪ را نشان می‌دهند.

جدول 4-نتایج برآورد PANEL VAR با استفاده از روش GMM برای خانوار شهری

	α_{11}	α_{12}	α_{13}	α_{14}	β_{11}	β_{12}
$LNPCU_{it}$	0/637*	1/234*	-0/902*	-0/792*	-0/001	0/010*
z	8/270	16/010	-6/600	-5/940	-0/730	5/510
$\|z\| > p$	0/000	0/000	0/000	0/000	0/463	0/000
	α_{21}	α_{22}	α_{23}	α_{24}	β_{21}	β_{22}
$SHOLI_{it}$	-2/048*	-1/550*	6/076*	6/317	-0/012	-0/025
z	-3/280	-2/450	5/470	5/280	-0/490	-1/080
$\|z\| > p$	0/001	0/014	0/000	0/000	0/623	0/281
	α_{31}	α_{32}	α_{33}	α_{34}	β_{31}	β_{32}
$LNEX_{it}$	0./141*	0/585*	-0/382*	-0/207*	-0/002**	0/006
z	3/830	17/67	-5/690	-2/810	-2/480	5/630
$\|z\| > p$	0/000	0/000	0/000	0/000	0/000	0/384

	β_{11}	β_{14}	δ_{11}	δ_{12}	δ_{13}	δ_{14}
$LNPCU_{it}$	-0/001	-0/007*	0/223*	-2./051*	1./922*	1/487
z	-0/570	-3/010	2/120	-13/29	7/050	5/480
$\|z\| > p$	0/570	0/003	0/034	0/000	0/000	0/000
	β_{21}	β_{23}	δ_{21}	δ_{21}	δ_{23}	δ_{24}
$SHOLI_{it}$	0/002	0/069	-3./135*	-2./872*	-12./623*	-12./755*
z	0/100	2/390	-2/960	-3/080	-5/570	-4/950
$\|z\| > p$	0/920	0/017	0/003	0/002	0/000	0/000
	β_{31}	β_{34}	δ_{31}	δ_{31}	δ_{33}	δ_{34}
$LNEX_{it}$	-0/001	-0/014	0/459	-1./007*	0./828*	0/515
z	0/870	-9/320	7/450	-13/000	6/040	3/490
$\|z\| > p$	0/000	0/013	0/005	0/000	0/000	0/000

مأخذ: یافته های پژوهش *، ** و *** به ترتیب معنی داری در سطح احتمال 1٪، 5٪ و 10 ٪ را نشان می‌دهند.



شکل 4- توابع واکنش آنی برای متغیرهای
LNPCU, LNEX, SHOLI

جدول 5- تجزیه واریانس.

	دوره	LNPCU	SHOIL	LNEX
LNPCU	10	0/74	0/02	0/24
SHOIL	10	0/54	0/36	0/10
LNEX	10	0/74	0/02	0/22
LNPCU	20	0/81	0/01	0/17
SHOIL	20	0/76	0/10	0/13
LNEX	20	0/82	0/01	0/17
LNPCU	30	0/84	0/01	0/15
SHOIL	30	0/82	0/03	0/13
LNEX	30	0/84	0/01	0/15

مأخذ: یافته های پژوهش

جدول 6-آزمون علیت گرنجر پانل برای متغیرهای الگوی خانوارهای شهری.

فرض اولیه	Chi2	Prop>chi2
SHOLI → LNPCU	35/35*	0/00
LNEX → LNPCU	489/27*	0/00
LNPCU → SHOLI	34/49*	0/00
LNEX → SHOLI	32/56*	0/00
LNPCU → LNEX	649/04*	0/00
SHOLI → LNEX	129/90*	0/00

مأخذ: یافته های پژوهش *، ** و *** به ترتیب معنی داری در سطح احتمال 1٪، 5٪ و 10 ٪ را نشان می دهند.