

اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و پنجم، شماره ۱۰۰، زمستان ۱۳۹۶

اندازه‌گیری اثر عبور قیمت جهانی به قیمت داخلی مواد غذایی منتخب در ایران

ابراهیم جاودان^۱، اسماعیل پیش‌بهار^۲، جعفر حقیقت^۳، رسول محمدرضایی^۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۶/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۶

چکیده

در نیمه دوم دهه ۲۰۱۰ میلادی، افزایش شدید قیمت جهانی مواد غذایی منجر به افزایش شمار فقرا در جهان شد. بنابراین در دهه گذشته، قیمت مواد غذایی به موضوعی مهم برای اغلب کشورهای در حال توسعه تبدیل شد. بر همین اساس، در مطالعه حاضر چگونگی انتقال قیمت جهانی به قیمت داخلی مواد غذایی منتخب در ایران بررسی شد. به این منظور، الگوی خودتوضیح برداری مارکوف سوئیچینگ (MS-VAR)، توابع عکس‌العمل آنی وابسته به رژیم و داده‌های سری زمانی فصلی محصولات برنج، گندم، شکر و روغن‌های نباتی به کار

۱. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)

ebrahimjavdan@gmail.com

۲. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

۳. استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز

۴. دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۱۰۰

رفتند. نتایج نشان داد الگوی MS-VAR چارچوب مناسبی برای الگوسازی اثر عبور قیمت^۵ جهانی این محصولات فراهم می‌کند. با توجه به نتایج، تفاوت قابل توجهی در میزان عبور قیمت بین رژیم‌های دوگانه وجود دارد. مقدار عبور قیمت در رژیم دوم هر محصول در مقایسه با رژیم اول به مراتب بیشتر است؛ به عبارت دیگر، با وقوع بحران جهانی قیمت مواد غذایی، تغییر قابل توجهی در فرایند عبور قیمت رخ داده است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های مرتبط از قبیل اعمال تعرفه و محدودیت واردات با در نظر گرفتن قیمت‌های جهانی و واکنش قیمت‌های داخلی اجرا شوند.

طبقه‌بندی JEL: E31, C22 Q18

کلیدواژه‌ها: اثر عبور، الگوی MS-VAR، قیمت جهانی، قیمت داخلی، مواد غذایی

مقدمه

در پی بحران جهانی قیمت مواد غذایی در سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۷ و اوج مجدد آن در سال ۲۰۱۰، قیمت‌های جهانی مواد غذایی افزایش بی‌سابقه‌ای را تجربه کرد. بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۸ قیمت جهانی برنج ۲۵ درصد، گندم ۷۰ درصد، ذرت ۸۰ درصد و محصولات لبنی تا ۹۰ درصد افزایش یافت (۱۱). بحران اخیر غذا به عوامل مختلفی از جمله گسترش تولید سوخت‌های زیستی، قیمت بالای نفت، شوک‌های برونزای عرضه، سیاست‌های دولتی، هزینه‌های بالای حمل و نقل، افزایش قیمت نهاده‌های کشاورزی، نوسانات ارزی و استفاده از محصولات کشاورزی توسط سرمایه‌گذاران مالی نسبت داده می‌شود (۵، ۹، ۷، ۲۰ و ۲۲). هم‌زمان با افزایش قیمت‌های جهانی مواد غذایی، در دوره ۹۲-۱۳۸۵ میانگین نرخ رشد سالانه قیمت خوراکی‌ها در بخش شهری ایران ۲۸/۴ درصد و در بخش روستایی ۳۱/۶ درصد بوده است. بخش قابل توجهی از نیاز داخلی ایران به برخی مواد غذایی از طریق واردات تأمین

5. Price Pass-Through Effect

اندازه‌گیری اثر عبور.....

می‌شود به گونه‌ای که برنج، گندم، شکر و روغن‌های نباتی از اقلام عمده وارداتی ایران محسوب می‌شوند. بر اساس اطلاعات سالنامه آمار تجارت خارجی ایران، در سال ۱۳۹۲ برنج با ارزش واردات ۲۳۰۰ میلیون دلار و گندم با ارزش واردات ۱۴۵۸ میلیون دلار به ترتیب در رتبه اول و چهارم مهم‌ترین اقلام وارداتی ایران قرار داشته‌اند. در همین سال، شکر تصفیه نشده با ارزش وارداتی ۸۳۲ میلیون دلار و روغن خام سویا با ارزش واردات ۷۶۶ میلیون دلار به ترتیب در رتبه‌های ششم و نهم اقلام عمده وارداتی بوده‌اند. میانگین نرخ تورم فصلی برنج، گندم، شکر و روغن‌های نباتی در دوره ۹۲-۱۳۸۵ به ترتیب برابر ۵/۶، ۴/۷، ۶/۷ و ۶/۴ درصد بوده است که این رشد قیمت در هر فصل می‌تواند آثار سوئی بر امنیت غذایی خانوارها داشته باشد.

انتقال قیمت‌های بالای جهانی به بازارهای داخلی، قدرت خانوارها و دیگر خریداران مواد غذایی را کاهش می‌دهد و آنها را ناچار می‌سازد تا مخارج غیرخوراکی خود را کاهش داده و مواد غذایی ارزان‌تر را جایگزین سازند. کشورهای واردکننده مواد غذایی به واسطه بالا رفتن قیمت مواد غذایی با فشار تراز پرداخت‌ها مواجه می‌شوند. علاوه بر این، هزینه برنامه‌ها و سیاست‌های حمایتی غذا در سطوح ملی و بین‌المللی با شیب تندی افزایش می‌یابد (۴). از این رو با توجه به آثار منفی اقتصادی و اجتماعی افزایش قیمت داخلی مواد غذایی، میزان اثرپذیری قیمت‌های داخلی از قیمت جهانی مواد غذایی مورد توجه سیاست‌گذاران و پژوهشگران قرار گرفته است. عبور قیمت به عنوان یک رویکرد جدید در مطالعات اخیر برای بررسی ارتباط بین قیمت‌های جهانی و داخلی استفاده شده است. طبق تعریف بکرز و همکاران (۳)، نرخ عبور قیمت مواد غذایی بیانگر این است که قیمت داخلی مواد غذایی تا چه حدی تغییرات در قیمت جهانی مواد غذایی را دنبال می‌کند؟ در نرخ‌های بالای عبور، میزان اثرپذیری از قیمت‌های جهانی بالاتر است. از آنجا که کشورهای گوناگون از سیاست‌های حمایتی مختلفی برای تأمین امنیت غذایی جامعه خود بهره می‌برند، لذا آگاهی از میزان عبور

قیمت‌های جهانی به قیمت‌های داخلی مواد غذایی می‌تواند در سیاست‌گذاری مناسب برای بهبود دسترسی مردم به مواد غذایی و کاهش هزینه سیاست‌های حمایتی مفید و مؤثر باشد.

با توجه به اهمیت موضوع، مطالعاتی در سال‌های گذشته به ارزیابی عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی در کشورهای مختلف پرداخته‌اند. هر چند ادبیات موضوع به ویژه در بررسی کالایی میزان عبور خیلی گسترده نیست، در ادامه به مرور نتایج و یافته‌های برخی از مطالعات اخیر پرداخته می‌شود.

فروچی و همکاران (۸) در پژوهشی گزارش کردند که اثر عبور قیمت مواد غذایی در ناحیه یورو از لحاظ آماری و اقتصادی معنی‌دار است. در نهایت این نتیجه حاصل شد که ساختار عبور در اقلام مختلف مواد غذایی مورد مطالعه متفاوت است. بخشوده (۲) در مطالعه خود به این نتیجه رسید که عبور قیمت جهانی به قیمت داخلی برنج مصرفی خانوارهای فقیر در مقایسه با دیگر خانوارها سریع‌تر است. مینوت (۱۹) در ارزیابی انتقال تغییرات قیمت‌های جهانی مواد غذایی به بازارهای آفریقایی از ۶۰ سری زمانی قیمت در ۱۱ کشور آفریقایی و الگوی تصحیح خطا استفاده کرد. بر اساس نتایج، بین قیمت جهانی و قیمت داخلی ۱۳ قلم از کالاهای مورد مطالعه ارتباط بلندمدت وجود دارد. همچنین قیمت برنج نسبت به ذرت پیوند نزدیک‌تری با قیمت‌های جهانی دارد. عالم و همکاران (۱) در مطالعه دیگری، در بررسی ارتباط پویای بین قیمت جهانی و بازار داخلی برنج در بنگلادش نشان دادند که قیمت‌های داخلی با توجه به قیمت‌های جهانی تعدیل می‌شوند. بنابراین به سیاست‌هایی نیاز است که با افزایش قیمت‌های جهانی، امنیت غذایی را مدنظر قرار دهد. کرومر و کالکول (۱۴) در بررسی تعیین‌کننده‌های نوسان قیمت مواد غذایی در ۵۰ کشور در حال توسعه گزارش کردند که میزان ذخایر، سطح تولید، نوسان قیمت‌های بین‌المللی به طور معنی‌داری تغییرات قیمت داخلی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. جان (۱۳) انتقال قیمت بین پنج بازار عمده صادرکننده برنج در آسیا و آمریکا را آزمون کرد. نتایج حاکی از آن است که انتقال قیمت بین بازارهای عمده صادراتی وجود دارد و ارتباط قیمتی بین بازارهای آسیایی بسیار گسترده است.

اندازه‌گیری اثر عبور.....

یوسفی و مقدسی (۲۳) با روش حداکثرسازی آنتروپی نشان دادند که نوسان قیمت‌های جهانی در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت بازار داخلی گندم، جو و برنج را در ایران تحت تأثیر قرار می‌دهد. شعبان‌زاده و همکاران (۲۱) در مطالعه انتقال قیمت‌های جهانی گندم، جو، برنج، ذرت، کنجاله سویا، روغن (سویا و آفتابگردان)، شکر، تخم مرغ، گوشت مرغ و گوشت قرمز به بازارهای داخلی، با برآورد کشش آرمینگتون و ارزی به این نتیجه رسیدند که قیمت‌های جهانی در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت به بازار داخلی انتقال می‌یابد. لیانی و همکاران (۱۸) در بررسی چگونگی انتقال قیمت جهانی غلات به بازارهای داخلی این محصولات با استفاده از کشش‌های جانشینی آرمینگتون و ارزی به این نتیجه دست یافتند که گندم، جو و ذرت از نظر مصرف‌کننده ایرانی جانشین و برنج مکمل نمونه وارداتی آن است.

بررسی مطالعات موجود نشان می‌دهد عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی در ادبیات جهانی مورد توجه خاص بوده است. مرور نتایج این مطالعات نشان می‌دهد در اغلب موارد ارتباط معنی‌داری بین قیمت‌های جهانی مواد غذایی و قیمت‌های داخلی در کشورهای مختلف وجود دارد. به دلیل اینکه برنج، گندم، شکر و روغن‌های نباتی در اغلب سال‌ها در میان ده قلم کالای عمده وارداتی ایران قرار داشته‌اند و از سوی دیگر قیمت‌های جهانی این اقلام در دهه گذشته به طور قابل توجهی افزایش یافته است، از این رو مطالعه حاضر در پی آن است که با به کارگیری داده‌های سری زمانی فصلی به اندازه‌گیری عبور قیمت جهانی به قیمت داخلی این اقلام مهم در سبد غذایی خانوارهای ایرانی بپردازد.

مواد و روش‌ها

به منظور بررسی اثر عبور قیمت جهانی به قیمت داخلی اقلام منتخب مواد غذایی (شامل برنج، گندم، شکر و روغن‌های نباتی) از الگوی به کار رفته در مطالعه بکرز و همکاران (۳) استفاده شد. بر این اساس قیمت داخلی ماده غذایی مورد بررسی تابعی از قیمت جهانی آن و نرخ ارز می‌باشد.

$$\log P_t^D = \alpha + \beta \log P_t^W + \gamma \log ER_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۱۰۰

PD قیمت داخلی، PW قیمت جهانی محصول مورد بررسی و ER نرخ ارز را نشان می‌دهند. الگوی فوق برای هر محصول با روش MS-VAR برآورد شده و نتایج حاصل تجزیه و تحلیل می‌شود.

رهیافت مارکوف سوئیچینگ به وسیله همیلتون (۱۰) ارائه شده و توسط کرازیبگ (۱۵) و (۱۶) در سال‌های ۱۹۹۷ و ۱۹۹۹ به الگوهای چندمتغیره MS-VAR و MS-VEC توسعه داده شد. رابطه ۲ شکل عمومی الگوی MS-VAR را نشان می‌دهد.

$$y_t = \alpha(s_t) + \sum_{i=1}^P A_i(s_t)y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

در رابطه فوق، y_t بردار متغیرهای درونزا، α بردار عرض از مبدأ، A_i ماتریس ضرایب، s_t رژیم در زمان t و ε_t جزء خطا را نشان می‌دهد. در این معادله، عرض از مبدأ و ضرایب متغیرهای توضیحی در هر رژیم تغییر می‌یابد.

در الگوهای مارکوف سوئیچینگ ضرایب مدل سری زمانی به متغیر تصادفی و غیرقابل مشاهده s_t بستگی دارد که بیانگر رژیم مربوطه است و مقادیر صحیح $1, 2, \dots, M$ را اختیار می‌کند. فرایند تصادفی رژیم‌ها از چرخه مارکوف با M رژیم ممکن تبعیت می‌کند که با احتمالات انتقال تعریف می‌شود. P_{ij} بیانگر احتمال تغییر از رژیم i به رژیم j است (۱۷):

$$P_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^M P_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\} \quad (3)$$

ماتریس احتمال انتقالات نیز به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1M} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{M1} & P_{M2} & \dots & P_{MM} \end{bmatrix} \quad (4)$$

الگویی که در آن عرض از مبدأ (I)، ضرایب خودتوضیح (A) و واریانس (H) وابسته به رژیم باشند به صورت MSIAH(M)-VAR(p) نشان داده می‌شود که M تعداد رژیم‌ها و p مرتبه الگوی VAR را نشان می‌دهند. در صورتی که برخی عناصر در رژیم‌ها ثابت باشند تصریح متفاوتی از الگوها شکل می‌گیرد که می‌توان به الگوهای MSI(M)-VAR(p)، MSIH(M)-

اندازه گیری اثر عبور.....

VAR(p) و MSIA(M)-VAR(p) اشاره کرد. از مزایای مهم الگوی MS-VAR این است که با در نظر گرفتن روابط غیرخطی، رژیم‌های متفاوتی برآورد می‌کند که بر این اساس می‌توان به تبیین تفاوت رفتاری در دوره‌های مختلف پرداخت؛ برخلاف الگوهای خطی VAR و VECM که رفتار یکسانی را برای کل دوره مورد بررسی در نظر می‌گیرند. بعد از برآورد الگوی مناسب MS-VAR برای هر محصول، توابع عکس‌العمل آنی برای هر رژیم استخراج و با استفاده از آن مقادیر عبور قیمت محاسبه شده است. طبق مطالعه جلیل و ضیا (۱۲) و دوما (۶) مقدار عبور قیمت به صورت نسبت مقادیر تجمعی واکنش قیمت داخلی به تکانه قیمت جهانی محصول مورد نظر به مقادیر تجمعی واکنش قیمت جهانی محصول به تکانه خودش اندازه گیری می‌شود.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل شاخص قیمت فصلی برنج، گندم، شکر و روغن‌های نباتی و نرخ ارز است که با مراجعه حضوری از اداره آمارهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اخذ و همچنین از اطلاعات موجود در پایگاه‌های اطلاعاتی اینترنتی مرکز آمار ایران و بانک جهانی جمع‌آوری شده‌اند. شاخص ارائه شده از سوی بانک مرکزی برای قیمت برنج در برگیرنده انواع برنج‌های موجود در بازار داخلی می‌باشد. قابل ذکر است با توجه به اینکه قیمت نان به عنوان یکی از غذاهای اصلی خانوار ایرانی در اغلب سال‌های مورد بررسی از یارانه دولتی برخوردار بوده است لذا از قیمت گندم در تجزیه و تحلیل استفاده شد. دوره زمانی پژوهش بر اساس دسترسی به داده‌ها برای برنج، گندم، شکر ۱۳۷۱:۱-۱۳۹۲:۴ و برای روغن‌های نباتی ۱۳۸۳:۱-۱۳۹۲:۴ را در بر می‌گیرد. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد الگوها نیز نرم‌افزارهای Eviews 9 و OxMetrics استفاده شده‌اند.

نتایج و بحث

با توجه به اینکه داده‌های سری زمانی مورد استفاده در این پژوهش فصلی می‌باشد، در گام نخست ریشه واحد فصلی برای همه سری‌ها آزمون شد. بر اساس نتایج آزمون هیلبرگ و

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۱۰۰

همکاران (HEGY)، برای تمامی سری‌ها به استثنای قیمت جهانی شکر فرضیه وجود ریشه واحد فصلی رد شد. برای رفع مشکل سری قیمت جهانی شکر، این سری با روش X-Census 12 تعدیل فصلی گردید که با تکرار آزمون، وجود ریشه واحد فصلی رد شد. در ادامه از آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و آزمون نقطه بهینه الیوت و همکاران (ERS) برای بررسی ریشه واحد در فراوانی صفر سری‌ها استفاده شد. بر اساس نتایج ارائه شده در جدول ۱، آماره آزمون‌های ADF و ERS بیانگر این است که تمامی متغیرها دارای ریشه واحد بوده و با تفاضل‌گیری مرتبه اول فرضیه وجود ریشه واحد رد شده است. نتایج آزمون ERS به دلیل تعداد مشاهدات کمتر، برای دو سری شاخص قیمت خارجی و داخلی روغن‌های نباتی استفاده نشده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد سری‌های مورد مطالعه

آزمون ERS		آزمون ADF		لگاریتم متغیرها
تفاضل اول	سطح	تفاضل اول	سطح	
۳/۳۲***	۹/۱۱	-۵/۱۷***	-۲/۸۷	شاخص قیمت داخلی برنج
۲/۱۴***	۱۰/۳۹	-۷/۶۲***	-۲/۲۲	شاخص قیمت خارجی برنج
۲/۵۶***	۱۸/۳۳	-۸/۰۵***	-۱/۹۲	شاخص قیمت داخلی گندم
۲/۷۲***	۷/۴۴	-۷/۳۹***	-۲/۶۰	شاخص قیمت خارجی گندم
۲/۱۶***	۵۸/۱۰	-۷/۵۴***	-۲/۳۰	شاخص قیمت داخلی شکر
۱/۸۵***	۸/۴۲	-۶/۲۷***	-۲/۴۱	شاخص قیمت خارجی شکر
-	-	-۵/۷۱***	-۱/۵۴	شاخص قیمت داخلی روغن‌های نباتی
-	-	-۴/۳۵***	-۲/۸۵	شاخص قیمت خارجی روغن‌های نباتی
۲/۲۲***	۳۶/۸۴	-۸/۰۶***	-۱/۷۳	نرخ ارز

مأخذ: یافته‌های تحقیق *** بیانگر معنی‌داری در سطح یک درصد

با توجه به اینکه سری‌های مورد استفاده در پژوهش از درجه ایستایی یکسانی برخوردار هستند، امکان استفاده از تکنیک MS-VAR برای برآورد الگوهای تجربی مربوط به هر یک از محصولات مورد مطالعه وجود دارد. قبل از برآورد، از آماره‌های شوارتز-بیزین و حداکثر راست‌نمایی برای تعیین وقفه بهینه استفاده شد که برای الگوی تجربی هر چهار محصول تعداد

اندازه گیری اثر عبور.....

وقفه بهینه برابر یک تشخیص داده شد. در ادامه بر مبنای همین آماره‌ها برای دو محصول برنج و گندم، الگوی (1)-VAR(2)-MSIAH با دو رژیم و با عرض از مبدأ، ضرایب و واریانس متفاوت در هر رژیم به عنوان الگوی بهینه شناسایی شد. نتایج مربوط به برآورد این الگوها در جدول ۲ گزارش شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد الگوی (1)-VAR(2)-MSIAH برای برنج و گندم

گندم		برنج		محصول	
ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	متغیر توضیحی	
-۰/۶۷	-۲/۷	۰/۳۴	۰/۲۷	عرض از مبدأ	
۰/۹۵	۴۹/۹	۱۱/۶۶	۰/۹۸	وقفه اول لگاریتم شاخص قیمت داخلی	برنج
۰/۰۵	۲/۴۰	۰/۳۳	۰/۰۱	وقفه اول لگاریتم شاخص قیمت خارجی	گندم
۰/۰۷	۲/۵۱	-۰/۲۹	-۰/۰۳	وقفه اول لگاریتم نرخ ارز	
۰/۰۳		۰/۰۷		انحراف معیار	
-۱/۳۳	-۲/۵	-۳/۸۳	-۲/۶۱	عرض از مبدأ	
۰/۸۶	۱۶/۵	۴/۴۷	۰/۴۶	وقفه اول لگاریتم شاخص قیمت داخلی	برنج
۰/۱۷	۲/۶۷	۱/۶۱	۰/۱۴	وقفه اول لگاریتم شاخص قیمت خارجی	گندم
۰/۱۲	۲/۲۴	۵/۴۶	۰/۴۷	وقفه اول لگاریتم نرخ ارز	
۰/۰۷		۰/۰۶		انحراف معیار	
(۰/۰۰)	۱۹۳/۹۶	(۰/۰۰)	۵۳/۸۱	آماره آزمون خطی بودن LR	
	-۸/۰۸		-۶/۰۴	آماره آکائیک	
	-۷/۰۱		-۴/۹۶	آماره شوارتز بیزین	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در الگوی برآوردی برای برنج، وقفه اول متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت داخلی و لگاریتم شاخص قیمت خارجی در هر دو رژیم اثر مثبتی بر قیمت داخلی دارند ولی مقادیر ضرایب در دو رژیم متفاوت از هم هستند. لگاریتم نرخ ارز در رژیم اول اثر منفی ولی در رژیم دوم اثر مثبت دارد و از نظر مقداری تفاوت بین دو رژیم قابل توجه است. در الگوی برآورد شده برای گندم ضرایب مربوط به وقفه اول متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت داخلی، لگاریتم شاخص قیمت خارجی و لگاریتم نرخ ارز اثر مثبتی بر قیمت داخلی این محصول در هر دو رژیم دارند. ولی ضرایب در دو رژیم از نظر مقداری متفاوت هستند. برای دو محصول برنج و گندم مقادیر انحراف معیار در هر دو رژیم متفاوت از هم هستند. آماره آزمون خطی

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۱۰۰

بودن LR برای هر دو محصول در سطح یک درصد معنی دار بوده و بیانگر رد فرضیه خطی بودن الگو است. به بیان دیگر الگوی غیرخطی MS-VAR بر الگوی خطی VAR برتری دارد. در جدول ۳ نتایج مربوط به برآورد الگو برای دو محصول شکر و روغن های نباتی ارائه شده است. برای این دو محصول بر اساس آماره های اطلاعاتی، الگوی MSIA(2)-VAR(1) به عنوان تصریح بهینه شناسایی شد. در مقایسه با الگوی برآوردی برای محصولات قبلی، فقط انحراف معیار رژیم ها برای این دو محصول یکسان خواهد بود.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی MSIA(2)-VAR(1) برای شکر و روغن های نباتی

روغن های نباتی		شکر		محصول	متغیر توضیحی
آماره t	ضریب	آماره t	ضریب		
-۰/۷	-۶/۰۱	۰/۷۱	۰/۴۲	عرض از مبدأ	رژیم اول
۲/۰۱	۰/۵۶	۲۰/۱۰	۰/۹۹	وقفه اول لگاریتم شاخص قیمت داخلی	
۱/۶۸	۰/۲۷	۱/۳۳	۰/۰۴	وقفه اول لگاریتم شاخص قیمت خارجی	
۰/۷۲	۰/۷۱	-۰/۸۴	-۰/۰۶	وقفه اول لگاریتم نرخ ارز	
۰/۰۸		۰/۱۰		انحراف معیار	
-۱/۷	-۲/۶۹	-۱/۹۷	-۲/۰۸	عرض از مبدأ	رژیم دوم
۵/۹۳	۰/۷۱	۹/۴۰	۰/۸۱	وقفه اول لگاریتم شاخص قیمت داخلی	
۱/۴۹	۰/۲۷	۳/۰۱	۰/۳۴	وقفه اول لگاریتم شاخص قیمت خارجی	
۲/۱۳	۰/۳۰	۱/۳۷	۰/۱۵	وقفه اول لگاریتم نرخ ارز	
۰/۰۸		۰/۱۰		انحراف معیار	
۲۴/۷۵ (۰/۰۱)		۳۵/۹۳ (۰/۰۰)		آماره آزمون خطی بودن LR	
-۴/۸۰		-۴/۹۷		آماره آکائیک	
-۳/۴۳		-۴/۰۷		آماره شوارتز بیزین	

مأخذ: یافته های تحقیق

در مورد شکر علایم ضرایب متغیرهای توضیحی به استثنای نرخ ارز و عرض از مبدأ مشابه هم هستند. با این حال، مقادیر پارامترها در دو رژیم متفاوت می باشند. در الگوی

اندازه‌گیری اثر عبور.....

برآوردی برای روغن‌های نباتی، وقفه اول متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت داخلی، لگاریتم شاخص قیمت خارجی و لگاریتم نرخ ارز اثر مثبتی بر شاخص قیمت داخلی در هر دو رژیم دارند.

آماره آزمون خطی بودن LR در الگوهای برآوردی شکر و روغن‌های نباتی نیز در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و فرضیه برتری الگوی خطی بر الگوی غیرخطی رد می‌شود. به عبارت دیگر، استفاده از روش MS-VAR رهیافت مناسبی برای برآورد الگوی تجربی محصولات فوق است. در جدول ۴ احتمال قرارگیری در رژیم‌ها و توزیع مشاهدات در هر رژیم به تفکیک محصول ارائه شده است. طبق نتایج، در مورد برنج در صورت قرارگیری در رژیم اول به احتمال ۰/۹۸ همین رژیم تداوم خواهد داشت و احتمال جابه‌جایی به رژیم دوم برابر ۰/۰۲ است. رژیم دوم نیز کاملاً پایدار است و در صورت قرارگیری در این رژیم امکان تغییر آن به رژیم اول وجود ندارد. توزیع مشاهدات نیز بدین گونه است که ۶۲ مشاهده در رژیم اول و ۲۵ مشاهده در رژیم دوم قرار گرفته‌اند. در الگوی برآوردی گندم، رژیم یک به احتمال ۰/۸۷ تداوم خواهد داشت در صورتی که با قرار گرفتن در رژیم دوم احتمال تداوم رفتار در این رژیم برابر ۰/۸۳ است. بنابراین در الگوی برآوردی این محصول احتمال جابه‌جایی بین دو رژیم بیشتر است. احتمال انتقال از رژیم اول به دوم و برعکس به ترتیب برابر ۰/۱۳ و ۰/۱۷ است.

جدول ۴. مقادیر احتمالات و تعداد مشاهدات در رژیم‌های شناسایی شده هر محصول

محصول	P ₁₁	P ₂₂	تعداد مشاهدات رژیم اول	تعداد مشاهدات رژیم دوم
برنج	۰/۹۸	۱	۶۲	۲۵
گندم	۰/۸۷	۰/۸۳	۴۹/۵	۳۷/۵
شکر	۰/۹۱	۰/۶۲	۶۹/۹	۱۷/۱
روغن‌های نباتی	۰/۸۸	۰/۹۳	۱۹/۲	۱۹/۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقادیر احتمال برای شکر بیانگر این است که رژیم اول در این کالا از پایداری بیشتری نسبت به رژیم دوم برخوردار است به گونه‌ای که احتمال تغییر از رژیم اول به دوم برابر $0/09$ ولی تغییر از رژیم دوم به اول برابر $0/38$ است. تعداد مشاهدات رژیم اول نیز در مقایسه با رژیم دوم بیشتر است. در الگوی برآوردی برای روغن‌های نباتی، رژیم دوم از رژیم اول پایدارتر می‌باشد. احتمال تغییر رژیم اول برابر $0/12$ ولی تغییر رژیم دوم با احتمال $0/07$ رخ می‌دهد. تعداد مشاهدات دو رژیم نیز تقریباً باهم برابرند.

جدول ۵ توزیع مشاهدات در رژیم‌های برآوردی را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج، دو رژیم شناسایی شده برای برنج از پایداری بالایی برخوردارند که همین امر در دوره زمانی دو رژیم کاملاً مشهود بوده و هیچ گونه تغییر رژیمی رخ نمی‌دهد. برای گندم و شکر که مقادیر احتمال تغییر رژیم بزرگ‌تر بود، پراکنش دوره‌ها در هر رژیم بیانگر تغییر مداوم الگو از رژیم اول به دوم و برعکس است. در الگوی برآوردی برای روغن‌های نباتی، دفعات انتقال بین رژیم‌ها نسبت به دو محصول گندم و شکر کمتر است و هر رژیم دو دوره را شامل می‌شود. بعد از شناسایی و برآورد تصریح مناسب الگوهای MS-VAR می‌توان از نتایج برآورد برای به دست آوردن توابع عکس‌العمل آنی استفاده کرد. با توجه به اهداف این پژوهش، عکس‌العمل متغیرها نسبت به تکانه قیمت جهانی هر یک از محصولات به صورت جداگانه استخراج شد. طبق آنچه در قسمت قبلی اشاره شد، با استفاده از توابع عکس‌العمل تجمعی می‌توان به محاسبه میزان عبور قیمت جهانی محصول مورد نظر به قیمت داخلی آن پرداخت.

اندازه گیری اثر عبور.....

جدول ۵. دوره زمانی رژیم‌ها به تفکیک محصول

۱۳۷۱:۲-۱۳۸۶:۳	رژیم اول	برنج
۱۳۸۶:۴-۱۳۹۲:۴	رژیم دوم	
۱۳۷۳:۳-۱۳۷۳:۴ ، ۱۳۷۴:۳-۱۳۷۵:۲ ، ۱۳۷۵:۴-۱۳۷۶:۴	رژیم اول	گندم
۱۳۷۸:۳-۱۳۸۶:۱ ، ۱۳۸۸:۱-۱۳۸۹:۳ ، ۱۳۹۲:۲-۱۳۹۲:۳		
۱۳۷۱:۲-۱۳۷۳:۲ ، ۱۳۷۴:۱-۱۳۷۴:۲ ، ۱۳۷۵:۳-۱۳۷۵:۳ ، ۱۳۷۷:۱-۱۳۷۸:۲	رژیم دوم	
۱۳۸۶:۲-۱۳۸۷:۴ ، ۱۳۸۹:۴-۱۳۹۲:۱ ، ۱۳۹۲:۴-۱۳۹۲:۴		
۱۳۷۱:۲-۱۳۷۷:۴ ، ۱۳۷۸:۳-۱۳۸۳:۲ ، ۱۳۸۴:۱-۱۳۸۶:۳ ، ۱۳۸۷:۳-۱۳۸۸:۱	رژیم اول	شکر
۱۳۸۹:۱-۱۳۸۹:۱ ، ۱۳۹۰:۴-۱۳۹۱:۱ ، ۱۳۹۲:۲-۱۳۹۲:۴		
۱۳۷۸:۱-۱۳۷۸:۲ ، ۱۳۸۳:۳-۱۳۸۳:۴ ، ۱۳۸۶:۴-۱۳۸۷:۲	رژیم دوم	
۱۳۸۸:۲-۱۳۸۸:۴ ، ۱۳۸۹:۲-۱۳۹۰:۳ ، ۱۳۹۱:۲-۱۳۹۲:۱		
۱۳۸۳:۲-۱۳۸۵:۴ ، ۱۳۸۷:۲-۱۳۸۹:۲	رژیم اول	روغن‌های نباتی
۱۳۸۶:۱-۱۳۸۷:۱ ، ۱۳۸۹:۳-۱۳۹۲:۴	رژیم دوم	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

میزان عبور قیمت جهانی به قیمت داخلی محصولات بعد از یک، دو، چهار و شش فصل در جدول ۶ گزارش شده است. میزان عبور قیمت جهانی برنج به قیمت داخلی آن در رژیم اول قابل توجه نیست ولی در رژیم دوم این مقدار زیاد است که بعد از یک فصل ۹ درصد بوده و در پایان یک سال به بیش از ۵۰ درصد می‌رسد. بعد از شش فصل، عبور تکانه قیمت جهانی به قیمت داخلی کامل بوده است. به عبارت دیگر بعد از شش فصل، کل تغییرات قیمت جهانی به قیمت داخلی برنج منتقل می‌شود. در خصوص گندم نیز میزان عبور در رژیم اول نسبت به رژیم دوم کمتر است. میزان عبور در رژیم اول در پایان سال اول برابر ۱۲ درصد است در صورتی که برای مدت مشابه در رژیم دوم برابر ۳۴ درصد است.

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۱۰۰

جدول ۶. میزان عبور قیمت جهانی به قیمت داخلی محصولات به تفکیک رژیم‌ها

فصل‌ها	۱	۲	۴	۶
برنج	رژیم اول	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۴
	رژیم دوم	۰/۰۹	۰/۲۱	۰/۵۴
گندم	رژیم اول	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۱۲
	رژیم دوم	۰/۱۰	۰/۱۹	۰/۳۴
شکر	رژیم اول	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۱۰
	رژیم دوم	۰/۱۸	۰/۳۵	۰/۶۶
روغن‌های نباتی	رژیم اول	۰/۱۵	۰/۲۷	۰/۴۵
	رژیم دوم	۰/۱۵	۰/۲۹	۰/۵۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

میزان عبور قیمت جهانی شکر به قیمت داخلی آن در ایران در رژیم دوم نسبت به رژیم اول به مراتب بزرگ‌تر است به طوری که در پایان سال اول در رژیم دوم ۶۶ درصد ولی در دوره مشابه در رژیم اول برابر ۱۰ درصد است. این مقدار در رژیم دوم بعد از شش فصل به ۹۶ درصد می‌رسد که حاکی از نرخ بالای عبور قیمت این محصول در رژیم مربوطه است. میزان عبور قیمت برای روغن‌های نباتی بعد از یک و دو فصل تقریباً مساوی بوده ولی در مقاطع بعدی میزان عبور قیمت در رژیم دوم بر رژیم اول پیشی می‌گیرد. مقایسه مقادیر عبور قیمت جهانی به قیمت داخلی اقلام مورد مطالعه نشان می‌دهد که در رژیم دوم برای هر چهار محصول میزان عبور قیمت بیشتر است. از سوی دیگر، مقایسه دوره زمانی رژیم‌ها نیز بیانگر این است که رژیم دوم از نظر زمانی با بحران جهانی قیمت مواد غذایی تطابق بیشتری دارد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نظر به اینکه تأمین امنیت غذایی از اهداف مهم دولت‌ها به شمار می‌رود، از این رو بحران جهانی قیمت مواد غذایی در دهه گذشته نگرانی‌هایی برای کشورها به ویژه کشورهای در حال توسعه ایجاد کرد. از این رو پژوهشگران و سیاست‌گذاران به بررسی عبور قیمت‌های

اندازه‌گیری اثر عبور.....

جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی پرداخته‌اند. با عنایت به افزایش قابل توجه قیمت مواد غذایی در ایران مقارن با بحران جهانی، مطالعه حاضر به اندازه‌گیری میزان عبور قیمت جهانی به قیمت داخلی اقلام وارداتی برنج، گندم، شکر و روغن‌های نباتی پرداخته است. یافته‌های پژوهش نشان داد که روش غیرخطی MS-VAR در برآورد الگوهای تجربی هر چهار محصول بر الگوی خطی VAR برتری دارد. مقادیر عبور قیمت خارجی به قیمت داخلی محصولات مورد بررسی در رژیم دوم نسبت به رژیم اول بیشتر است. در مورد برنج و شکر می‌توان گفت که بعد از گذشت شش فصل، عبور قیمت در رژیم دوم به صورت کامل اتفاق می‌افتد در صورتی که برای بقیه محصولات و رژیم‌ها فرایند عبور قیمت ناقص است. این نتیجه مطابق با انتظارات است و دلایل گوناگونی برای توجیه تفاوت در میزان عبور قیمت‌ها در بین رژیم‌ها وجود دارد. بررسی دوره زمانی مربوط به رژیم‌ها حاکی از هم‌زمانی رژیم دوم با بحران جهانی قیمت محصولات مورد نظر در دهه اخیر است. همین امر باعث شده است به دلیل واردات بالای این محصولات در سال‌های گذشته، قیمت داخلی آنها تحت تأثیر قیمت‌های جهانی قرار گیرد. علاوه بر این، اقتصاد ایران هم‌زمان با بحران جهانی، تکانه‌های داخلی را نیز تجربه کرده است. از جمله می‌توان به اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در کشور اشاره کرد که منجر به آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی و مواد غذایی شد. همچنین تکانه شدید ارزی سال ۹۲-۱۳۹۱ نیز عبور قیمت جهانی این محصولات (که از اقلام وارداتی محسوب می‌شوند) را مضعف کرده است. در این خصوص نباید از فضای تورمی حاکم بر اقتصاد کشور در اوایل دهه ۱۳۹۰ نیز چشم‌پوشی کرد که در جهت اثرپذیری بیشتر قیمت‌های داخلی از افزایش قیمت‌های جهانی نقش ایفا می‌کند. پس به طور کلی می‌توان اظهار داشت که قیمت‌های داخلی محصولات منتخب تحت تأثیر قیمت‌های جهانی قرار داشته است. از این رو با توجه به وظایف و اهداف دولت در تأمین امنیت غذایی در کشور و نیاز به واردات برخی اقلام مهم مواد غذایی پیشنهاد می‌شود سیاست‌های مرتبط از جمله اعمال تعرفه و محدودیت زمانی واردات با در نظر گرفتن قیمت‌های جهانی و واکنش قیمت‌های داخلی به آن اجرا شوند.

اقتصاد کشاورزی و توسعه - سال بیست و پنجم، شماره ۱۰۰

در سطح کل اقتصاد نیز مهار نرخ تورم و کاهش نوسانات ارزی می‌تواند با ثبات بخشی به اقتصاد کشور، عبور قیمت‌های بالای جهانی به قیمت‌های داخلی را تخفیف دهد.

منابع

1. Alam, J. M., Buysse, J., McKenzie, A. M., Begum, I. A., Wailes, E. J. and Huylenbroeck, G. V. (2012). The dynamic relationships between world and domestic prices of rice under the regime of agricultural trade liberalization in Bangladesh. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 17(1): 113-126.
2. Bakhshoodeh, M. (2010). Impacts of world prices transmission to domestic rice markets in rural Iran. *Food Policy*, 35: 12-19.
3. Bekkers, E., Brockmeier, M., Francois, J. and Yang, F. (2013). Pass-through, food prices and food security. Available at: <https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/download/6391.pdf>
4. Benson, T., Minot, N., Pender, J., Robles, M., and von Braun, J. (2008). Global food crises: monitoring and assessing impact to inform policy responses. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute.
5. Dewbre, J., Giner, C., Thompson, W. and Von Lampe, M. (2008). High food commodity prices: will they stay? Who will pay?. *Agricultural Economics*, 39: 393-403.
6. Duma, N. (2008). Pass-Through of external shocks to inflation in Sri Lanka. IMF Working Paper, WP/08/78.

7. FAO. 2011. The state of food insecurity in the world, how does international price volatility affect domestic economies and food security?. Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome, 2011.
8. Ferrucci, G., Jimenez-Rodriguez, R. and Onorante, L. (2010). Food price pass-through in the Euro area: the role of asymmetries and non-linearities. European Central Bank, Working Paper, No. 1168.
9. Gilbert, C. L. (2010). How to understand high food prices. *Journal of Agricultural Economics*, 61: 398–425.
10. Hamilton, J. D. (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, 45: (39-70).
11. Ivanic, M. and Martin, W. (2008). Implications of higher global food prices for poverty in low-income countries. *Agricultural Economics*, 39: 405–416.
12. Jalil, M. and Zea, E. T. (2011). Pass-through of international food prices to domestic inflation during and after the great recession: evidence from a set of Latin American economies. *Desarrollo y Sociedad*, 67: 135-179.
13. John, A. (2014). Price relations between international rice markets. *Agricultural and Food Economics*, 2(1).
14. Kornher, L. and Kalkuhl, M. (2013). Food price volatility in developing countries and its determinants. Paper Presented at the 53rd Annual Conference of German Agricultural Economists Association, Berlin, Germany, September 25-27.
15. Krolzig, H. M. (1997). Markov switching vector autoregressions modelling: statistical inference and application to business cycle analysis. Berlin: Springer.

16. Krolzig, H. M. (1999). Statistical analysis of cointegrated VAR processes with Markovian regime shifts. *Computing in Economics and Finance*, Society for Computational Economics, Working Paper No. 1113.
17. Krolzig, H. M. (2001). Business cycle measurement in the presence of structural change: international evidence. *International Journal of Forecasting*, 17: 349-368.
18. Layani, Gh., Ghorbanian, E. and Bakhshoodeh, M. (2016). Investigation of cereals world price transmission to Iran domestic markets: application of armington and pass-through elasticities. *Journal of Agricultural Economics & Development*, 29(4): 334-344. (Persian)
19. Minot, N. (2011). Transmission of world food price changes to markets in Sub-Saharan Africa. IFPRI Discussion Paper 01059. International Food Policy Research Institute, Washington, DC.
20. Ortiz, I., Chai, J. and Cummins, M. (2011). Escalating food prices: the threat to poor households and policies to safeguard a recovery for all. UNICEF working paper.
21. Shabanzadeh, M., Mahmoodi, A. and Esfanjari Kenari, R. (2015). Examining the effect of world price transfer to domestic markets for sensitive and certain agricultural products in Iran. *Journal of Agricultural Economics & Development*, 29(1): 55-67. (Persian)
22. Yang, F., Bekkers, E., Brockmeier, M. and Francois, J. (2015). Food price pass-through and the role of domestic margin services. *Journal of Agricultural Economics*, 66(3): 796-811.

اندازه‌گیری اثر عبور.....

23. Yosofi, H. and Moghadesi, R. (2013). World price transmission to domestic agricultural markets: Case of wheat, barely and rice. *Journal of Agricultural Economics Research*, 5(17): 81-99. (Persian)