فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال سوم/ شماره ۴/ زمستان ۱۳۹۵/ صفحات ۱۹۶-۱۷۷

بررسی عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی در ایران

ابراهیم جاودان
دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز، ebrahimjavdan@gmail.com
جعفر حقیقت*
استاد اقتصاد دانشگاه تبریز، jafarhaghighat@yahoo.com
اسماعیل پیش بهار
دانشیار اقتصاد *کشاورزی دانشگاه تبریز، pishbahar@yahoo.com*
رسول محمدرضایی
دانشیار اقتصادکشاورزی دانشگاه تبریز، rassulmohammadrezaei@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۴/۳۰ تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۸/۰۳

چکیده

مطالعه حاضر چگونگی اثرگذاری تکانه های قیمت جهانی مواد غذایی بر شاخص قیمت مصرف کننده را در ایران مورد بررسی قرار داده است. به این منظور اثر عبور قیمت جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مصرف کننده با استفاده از الگوهای خودتوضیح برداری (VAR) و مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری (MS-VAR) و داده های فصلی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۹:۱ برآورد شد. بر اساس نتایج آزمون خطی بودن، الگوی MS-VAR نسبت به الگوی خطی VAR برازش بهتری برای داده‌ها ارائه کرده است. طبق آماره‌های تشخیصی، تصریح MSIAH(2)-VAR(1) به عنوان الگوی منتخب مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری است. نتایج نشان داد که مقدار عبور قیمت جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مصرف‌کننده در رژیم اول و دوم در پایان سال اول به ترتیب برابر ۰/۰۵ و ۰/۳۵ است. اثر عبور در سال دوم افزایش می‌یابد که در رژیم دوم نسبت به رژیم اول بیشتر است. مقدار عبور قیمت در پایان سال دوم در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر ۰/۱۲ و ۰/۸۵ است. به دلیل حجم بالای واردات مواد غذایی و نهاده های کشاورزی، سیاستگذاران ایرانی می توانند با به کارگیری سیاست های کاهش تورم، میزان عبور قیمت های جهانی به قیمت های داخلی را محدود کنند.

واژه‌های کلیدی: شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت جهانی مواد غذایی، ایران.
طبقه‌بندی JEL: C34، C22، E31.

---

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۸ قیمت‌های جهانی بسیاری از مواد غذایی اصلی به طور قابل توجهی افزایش یافت. از ژانویه ۲۰۰۷ تا مارس ۲۰۰۸ شاخص قیمت مواد غذایی سازمان خوار و بار و کشاورزی ملل متحد (FAO)[1] ۶۱ درصد رشد داشت (ایوانیچ و مارتین[2]، ۲۰۰۸؛ مینوت[3]، ۲۰۱۱). افزایش قیمت جهانی مواد غذایی در اواخر ۲۰۱۰ شتاب دوباره ای گرفت، شاخص قیمت مواد غذایی از اکتبر ۲۰۱۰ تا ژانویه ۲۰۱۱، حدود ۱۵ درصد افزایش یافت (بانک جهانی، ۲۰۱۱). افزایش شدید قیمت‌های جهانی مواد غذایی اصلی یک تهدید جدی برای توسعه جهانی محسوب می شود. افزایش سریع در قیمت های جهانی مواد غذایی منجر به افزایش قابل توجه فقر، کاهش سطح تغذیه و محدود شدن بهره مندی از خدماتی چون آموزش و بهداشت می شود که همه این موارد اثر منفی بر رشد اقتصاد جهانی در آینده دارد (ایوانیچ و مارتین، ۲۰۱۴). انتظار می‌رود افزایش قیمت مواد غذایی در بازارهای جهانی به قیمت های داخلی در کشورهای مختلف انتقال یابد. به ویژه اینکه تأثیرپذیری از بازارهای جهانی در کشورهایی که وارد کننده مواد غذایی بوده و از تورم بالایی برخوردارند، بیشتر است.

با توجه به رخدادهای یک دهه گذشته از جمله اجرای قانون هدفمندسازی یارانه ها، تحریم‌های بین‌المللی و نوسانات قیمت در بازارهای جهانی مواد غذایی و نفت، نرخ تورم در مناطق شهری ایران از ۱۱/۴ درصد در سال ۱۳۸۰ به حداکثر مقدار ۳۴/۷ درصد در سال ۱۳۹۲ رسیده و با کاهش مجدد به ۱۱/۹ درصد در سال ۱۳۹۴ رسید. می‌توان گفت تورم پدیده جدیدی در ایران نیست و اقتصاد ایران در دهه‌های گذشته با این مسئله مواجه بوده است. شاخص قیمت مصرف کننده در مناطق شهری با میانگین نرخ رشد سالانه ۱۸/۲ درصد از مقدار ۰/۱۴ در سال ۱۳۵۰ به ۲۲۷/۴۶ در سال ۱۳۹۴ رسیده است. تورم به عنوان یک چالش جدی برای سیاستگذاران ایرانی مطرح است و کاهش تورم به سطح یک رقمی یکی از اهداف مهم اقتصاد ایران در سال های اخیر بوده است. از این رو بررسی عوامل تعیین کننده قیمت های داخلی و نرخ تورم در ایران می تواند مساعدت خوبی برای سیاستگذاران این عرصه در طراحی بسته های سیاستی

[1] Food and Agriculture Organization of the United Nations
[2] Ivanic and Martin
[3] Minot

مناسب و کارا باشد. با توجه به اینکه ایران واردکننده برخی اقلام مواد غذایی و نهاده‌های کشاورزی است؛ از این رو پتانسیل اثرپذیری از قیمت‌های جهانی این کالاها بالا به نظر می‌رسد. در این راستا تحقیق حاضر در پی آن است که اثر عبور[1] قیمت جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مصرف‌کننده را در ایران مورد ارزیابی قرار دهد.

سازماندهی مقاله حاضر بدین صورت است که در بخش دوم ضمن ارائه مبانی نظری به بررسی پیشینه پژوهش پرداخته می شود. بخش سوم به روش شناسی تحقیق اختصاص دارد که در مورد داده‌های مورد استفاده و روش برآورد الگو بحث شده است. بخش چهارم به ارائه نتایج و تحلیل یافته‌های پژوهش اختصاص دارد و در بخش پایانی نیز به جمع‌بندی و ارائه پیشنهادات پژوهش پرداخته شده است.

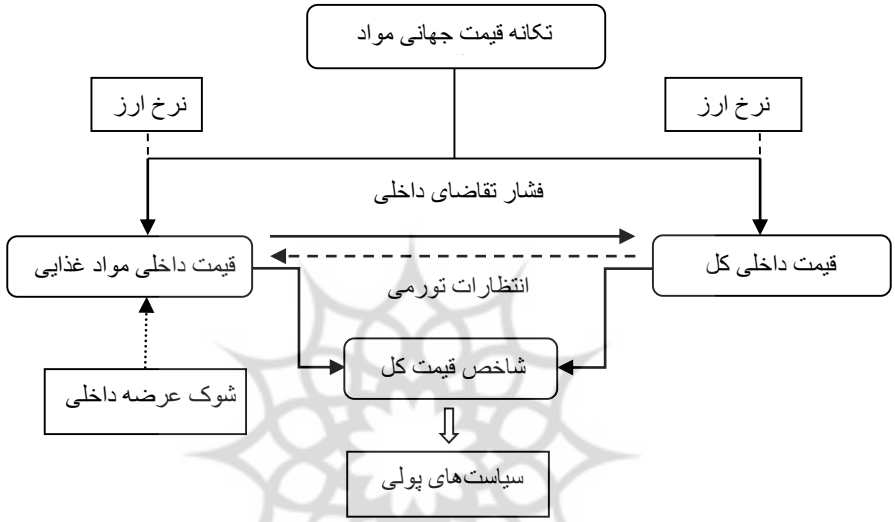
۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بعد از بحران جهانی قیمت مواد غذایی در دهه اول قرن بیست و یکم، مطالعات زیادی بر عبور قیمت مواد غذایی به سطوح مختلف قیمت داخلی در کشورهای گوناگون به عنوان یک رویکرد جدید متمرکز شده‌اند. طبق تعریف بکرز و همکاران[2] (۲۰۱۳) نرخ عبور قیمت مواد غذایی بیانگر این است که قیمت‌های داخلی تا چه حدی تغییرات در قیمت جهانی مواد غذایی را دنبال می کنند؟ بر اساس مطالعه جونگ وانیچ و پارک[3] (۲۰۱۱) نرخ بالای عبور بیانگر این است که تکانه قیمت های جهانی از تعیین کننده های مهم قیمت‌های (تورم) داخلی می‌باشد. به عبارت دیگر، نرخ‌های پایین عبور نشان می‌دهد که قیمت‌های داخلی تا حد زیادی مستقل از تکانه قیمت‌های جهانی هستند و در مقابل به عوامل دیگری چون تقاضای کل و سیاست‌های پولی وابسته هستند.

جلیل و ضیا[4] (۲۰۱۱) استدلال می کنند که قیمت‌های داخلی با تغییرات قیمت‌های جهانی مواد غذایی از چندین کانال دستخوش تغییر می شود که در شکل (۱) نشان داده شده است. افزایش قیمت جهانی مواد غذایی منجر به افزایش قیمت مواد غذایی وارداتی می‌شود که به طور مستقیم در شاخص کل و شاخص قیمت مواد غذایی منعکس می شود. هنگامی که چنین رخدادی در قیمت مواد غذایی وارداتی اتفاق می افتد؛ مصرف کنندگان داخلی به دنبال جایگزین کردن کالاهای وارداتی با تولیدات مشابه

[1] Pass-Through
[2] Bekkers et al.
[3] Jongwanich, J and Park
[4] Jalil and Zea

داخلی خواهند بود. این امر باعث افزایش تقاضـــا و از این رو فشـــار تورمی بر این کالاها خواهـد شـــد. علاوه بر این وقتی تولیـدکننـدگـان مواد غـذایی مشـــاهـده می کننـد محصولات‌شان می تواند با قیمت بالاتری در خارج از کشور به فروش برسد سهم بیشتری از تولید خود را به صـادرات اختصـاص می‌دهند. بنابراین عرضـه داخلی این محصـولات کاهش می‌یابد.



شکل (۱): انتقال قیمت‌های جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی

منبع: جلیل و ضیا (۲۰۱۱)

قیمت‌های داخلی مواد غذایی به وسیله متغیرها و اثرات دیگری نیز تغییر می‌یابند که در شـکل با خط چین نمایش داده شـده‌اند. فرایند انتقال تکانه‌ها به وسیله تغییرات نرخ ارز شـــکل می گیرد. عبور قیمت های جهانی ضـــرورتا باید به پول داخلی تبدیل شـــود که می توانـد اثرپذیری از تکانه خارجی را مضـــاعف کند یا اینکه کاهش دهد. علاوه بر این، قیمت داخلی مواد غذایی تحت تأثیر تکانه های عرضه داخلی از قبیل شرایط آب و هوایی و وقفه‌های حمل و نقل اسـت. افزایش در تقاضـا برای مواد غذایی که در شـاخص قیمت مواد غذایی مؤثر است، در افزایش نوسانات قیمتی نیز نقش ایفا می‌کند.

شاخص قیمت کل به وسیله تکانه قیمت‌های جهانی مواد غذایی تحت تأثیر قرار می‌گیرد که مهم‌ترین کانال در این مورد تغییر در انتظارات تورمی اسـت. وقتی اسـتراتژی قیمتی برای مواد غذایی و دیگر کالاها، افزایش قیمت باشـد، انتظارات تورمی بازبینی می‌شـود. اگر افزایش قیمـت های جهانی مواد غذایی منجر به شـــکل گیری انتظارات برای افزایش

قیمت‌های داخلی شـود؛ در این صـورت شـاخص قیمت کل در نتیجه تکانه قیمت مواد غذایی به طور مسـتقیم تحت تأثیر قرار می‌گیرد. این فرایند به وسـیله تغییرات نرخ ارز نیز متأثر می‌شـود. نکته مهم در این زمینه این اسـت که میزان اثرگذاری تکانه قیمت جهانی غذا بر فرایند داخلی تورم از طریق کانال‌های مختلف نشـان داده شـده در شـکل (۱) متفـاوت اسـت. انتظار می‌رود مقدار عبور قیمت از کانال قیمت داخلی مواد غذایی نسـبت به کانال شـاخص کل قیمت بیشـتر باشـد. دلیل این امر ارتباط مسـتقیم قیمت داخلی و جهانی مواد غذایی اسـت. در کانال مربوط به شـاخص کل میزان اثرگذاری به نحوه کنترل انتظارات بستگی دارد. ممکن است سیاست بانک مرکزی انتظارات تورمی را کاهش داده و بنابراین مقدار انتقال قیمت کم باشد.

مطـالعاتی به ارزیابی اثر قیمت‌های جهانی بر قیمت‌های داخلی در کشـورهای مختلف پرداخته‌اند. در ادامه این بخش، برخی از مطالعات انجام گرفته و مهم‌ترین یافته‌های آنها مرور می‌شود.

جونگ وانیچ و پارک (۲۰۱۱) عبور قیمت جهانی مواد غذایی و تکانه‌های نفتی را به تورم نه کشـور در حال توسـعه آسـیایی بررسـی کردند. یافته‌های این مطالعه که از داده‌های فصـلی ۲۰۰۸-۱۹۹۶ و الگوی خودتوضـیح برداری[1](VAR) بهره می‌گرفت، نشان داد که میزان عبور قیمت جهانی مواد غذایی و قیمت نفت به تورم این کشورها محدود است. در این خصـوص برخی سـیاست‌های دولتی مانند اعطای یارانه و تثبیت قیمت‌ها در کاهش میزان عبور قیمت‌های جهانی غذا و نفت مؤثر هسـتند. جلیل و ضـیا (۲۰۱۱) اثر عبور قیمت جهانی مواد غذایی به تورم داخلی کشـورهای برزیل، شیلی، کلمبیا، مکزیک و پرو را با داده‌های فصـلی ۲۰۱۰-۲۰۰۰ و الگوی VAR ارزیابی کرده و به این نتیجه دسـت یافتند که با توجه به شـرایط این کشـورها، عبور تغییرات قیمت جهانی مواد غذایی به تورم کل در این کشورها بین یک تا شش فصل طول می‌کشد. چو و تسنگ[2] (۲۰۱۱) در ارزیابی عبور قیمت جهانی نفت به شـاخص قیمت مصـرف‌کننده در تایوان با اسـتفاده از داده‌های ماهانه ۲۰۱۰-۱۹۸۲ و الگوی خودتوضـیح با وقفه‌های گسـترده[3] (ARDL) به این نتیجه رسـیدند که عبور قیمت جهانی نفت به شـاخص قیمت مصـرف‌کننده در

[1] Vector Auto-Regressive
[2] Chou and Tseng
[3] Auto-Regressive Distributed Lag

کوتاه‌مدت قابل توجه نیست. در بلندمدت نیز اثر آن بر قیمت‌های داخلی کاهش می‌یابد. گلوس و اوستیوگوا[1] (۲۰۱۲) اثرات تورمی تکانه های جهانی قیمت را به تفکیک کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته بررسی کردند. به این منظور داده های پانل در دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۱ به کار گرفته شد. نتایج این پژوهش نشان داد که تورم داخلی در کشورهای با سهم بالای مواد غذایی در سبد مصرفی خانوارها، شدت بالای مصرف انرژی و سابقه قبلی تورم، واکنش معنی‌داری به تکانه های قیمت جهانی نشان می دهند. جفری و همکاران[2] (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان عبور تورم جهانی به تورم داخلی در پاکستان از داده های ماهانه ۲۰۱۲-۱۹۹۳ و روش حداقل مربعات معمولی استفاده کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که در بلندمدت تورم قیمت جهانی مواد غذایی، نهاده های صنعتی و انرژی به طور مثبت و معنی داری، تورم پاکستان را تحت تأثیر قرار می دهند. نتایج تجربی در مورد برآورد بلندمدت عبور تورم جهانی قیمت غذا و انرژی نیز با مطالعات اخیر در کشورهای در حال توسعه سازگار است.

بکرز و همکاران (۲۰۱۳) اثر عبور قیمت های جهانی مواد غذایی به قیمت های داخلی را با داده‌های ماهانه ۲۰۱۲-۲۰۰۰ در ۱۴۷ کشور با سه گروه درآمدی متفاوت بررسی کردند. نتایج پژوهش با استفاده از الگوی تصحیح خطا بیانگر این است که سرعت عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به قیمت نهایی مصرف‌کننده در کشورهای با درآمد بالا، درآمد متوسط و فقیر به ترتیب ۰/۱۲، ۰/۲۵ و ۰/۲۹ است. نرخ بالای عبور قیمت در کشورهای با درآمد پایین، سهم بالای مواد غذایی بدون فرآوری در سبد غذایی و نقش ضعیف خدمات بازاریابی را نشان می دهد. بلک و درگر[3] (۲۰۱۳) اثر تکانه های قیمت جهانی نفت و مواد غذایی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده را در کشورهای حوزه MENA[4] بررسی کردند. در این مطالعه از داده‌های فصلی ۲۰۱۱-۱۹۹۰ و الگوهای همجمعی آستانه‌ای و تصحیح خطای نامتقارن برای برآورد استفاده گردید. نتایج حاکی از این است که تکانه های قیمت نفت و مواد غذایی در بلندمدت منجر به افزایش قیمت ها در کشورهای مذکور می‌شود. سیرواراجاسینگام و بالامورالی[5] (۲۰۱۴) در ارزیابی عبور تورم

---

[1] Gelos and Ustyugova
[2] Jaffri et al.
[3] Belke and Dreger
[4] Middle East and North Africa region
[5] Sivarajasingham and Balamurali

جهـانی قیمت مواد غذایی به تورم گروه خوراکی ها و کل کالاها با اســـتفاده از الگوهای جوهانسـون و جوسیلیوس و تصحیح خطا نشان دادند که عبور قیمت جهانی مواد غذایی اثر معنی‌داری بر قیمت مواد غذایی و تورم کل دارد. میســاتی و مونن[1] (۲۰۱۵) اثر عبور قیمت مواد غذایی به تورم در کنیا را در دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۷ و با رهیافت منحنی فیلیپس و شــکاف تولید اندازه‌گیری کردند. نتایج این پژوهش نشــان داد که میزان عبور قیمت داخلی مواد غـذایی به تورم کل برابر ۰/۴۹ و عبور قیمت های جهانی مواد غذایی به تورم کل برابر ۰/۰۹ است. بلک و اواد[2] (۲۰۱۵) به ارزیابی عبور قیمت مواد غذایی به تورم در کشـــورهـای حوزه MENA پرداختند. به این منظور از روش حداقل مربعات معمولی و داده‌های فصــلی در دوره ۲۰۱۳-۱۹۹۱ اســتفاده شــده اســت. در این پژوهش ارتباط معنی دار بین قیمت جهانی مواد غذایی و تورم داخلی این کشـورها تأیید شد. البته نتایج با توجه به شرایط کشورهای مورد بررسی متفاوت می‌باشد.

در مطالعات داخلی، مطالعه خاصـی به بررســی عبور قیمت مواد غذایی به شاخص قیمت مصــرف‌کننده یا تولیدکننده نپرداخته اســت. اما برخی مطالعات به قیمت‌های جهانی از جمله قیمت جهانی مواد غذایی به عنوان یک متغیر تأثیرگذار بر قیمت های داخلی توجه داشــته‌اند. پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۲) به تحلیل عبور نرخ ارز به قیمت مواد غذایی در ایران پرداختنـد. به این منظور رهیافت خودتوضــیح برداری ســاختاری (SVAR) با داده‌های فصــلی ۹۰-۱۳۷۱ اســتفاده شــد. نتایج تحقیق نشـان داد که عبور نرخ ارز به شــاخص قیمت مواد غذایی ناقص بوده و کشــش عبور نرخ ارز در کوتاه‌مدت حدود ۷ درصــد و در بلندمدت حدود ۶ درصــد می‌باشــد. اصــغرپور و مهدیلو (۱۳۹۳) از مدل مارکوف سـوئیچینگ و آزمون هم انباشـتگی جوهانسـون و جوسیلیوس در بررسی عبور نرخ ارز به قیمت واردات در ایران در دوره ۸۹-۱۳۵۵ اســتفاده کردند. یافته‌های پژوهش نشـان داد که در اقتصـاد ایران درجه عبور نرخ ارز ناقص است و محیط های تورمی تأثیر نـامتقارن بر درجه عبور نرخ ارز دارند. به طوری که در محیط های تورمی بالا درجه عبور بیشـتر از محیط تورمی پایین می باشد. پیش بهار و باغستانی (۱۳۹۳) با استفاده از روش خودتوضــیح برداری ســاختاری و داده‌های ماهانه مربوط به فروردین ۱۳۸۰ تا اســفند ۱۳۹۰ نشان دادند حدود ۵ درصد از تغییرات تورم توسط تکانه قیمت نفت و قیمت مواد

[1] Misati and Munene
[2] Belke and Awad

غذایی تعریف می‌شود. نتایج حاصل از بررسی همزمان تکانه قیمت نفت و قیمت جهانی مواد غذایی نشان می‌دهد که علاوه بر اثرگذاری جداگانه هر کدام از این تکانه‌ها بر روی تورم و نرخ ارز، تکانه نفتی اثرات معنی‌داری را بر قیمت جهانی مواد غذایی به جا خواهد گذاشت. لشکری و همکاران (۱۳۹۴) به تحلیل انتقال نرخ ارز بر شاخص قیمت صادرات ایران و شرکای تجاری با استفاده از رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته در دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۰ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که میزان انتقال نرخ ارز به قیمت صادراتی ناقص و نزدیک به یک است.

بررسی نتایج مطالعات اخیر حاکی از این است که تکانه‌های شدید قیمت جهانی مواد غذایی و عبور آن به قیمت‌های داخلی در اغلب موارد معنی‌دار می‌باشد. در کشورهای با سهم بالای مواد غذایی در بودجه خانوار و وابستگی بیشتر به واردات در تأمین نیاز داخلی، میزان اثرپذیری از قیمت‌های جهانی مواد غذایی مضاعف می‌شود. با وجود این که عبور قیمت های جهانی مواد غذایی بر قیمت های داخلی در مطالعات خارجی زیادی مورد توجه قرار گرفته است ولی در مطالعات داخلی به این موضوع و به خصوص به روابط غیرخطی بین متغیرها و تغییر میزان عبور قیمت های جهانی در دوره های مختلف زمانی توجه خاصی صورت نگرفته است. از این رو، مطالعه حاضر تلاش دارد تفاوت احتمالی در میزان عبور قیمت در مقاطع زمانی مختلف را با استفاده از الگوهای خطی و غیرخطی تجزیه و تحلیل کند.

۳- روش شناسی تحقیق

در مطالعات اخیر، بحث عبور قیمت های جهانی به قیمت های داخلی در کشورهای مختلف به عنوان رویکردی جدید مورد توجه قرار گرفته است که تأکید بخش مهمی از این مطالعات بر عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی است. در این زمینه از روش های اقتصادسنجی متنوعی نیز بهره گرفته شده است. در این مطالعه از تکنیک‌های خودتوضیح برداری (VAR) و مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری[1] (MS-VAR) برای برآورد الگوی تجربی و ارزیابی میزان عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت مصرف‌کننده در ایران استفاده می‌شود.

تکنیک مارکوف سوئیچینگ به وسیله همیلتون[2] (۱۹۹۰) ارائه شده و بعدا توسط

[1] Markov Switching Vector Auto-Regressive
[2] Hamilton

کرالزیگ[1] (۱۹۹۷ و ۱۹۹۹) به الگوهای چند متغیره MS-VAR و MS-VEC توسعه یافتند. الگوی VAR را می‌توان به شکل زیر ارائه کرد:

$$y_t = \sum_{i=1}^{p} A_i y_{t-i} + d + u_t \qquad (۱)$$

که در این رابطه y_t یک بردار شامل متغیرهایی است که در زمان t یک سیستم را تشکیل می‌دهند. d مقدار ثابت و A_i ماتریس پارامترها و u_t جزء خطا می‌باشد. بدین ترتیب الگوی MS-VAR را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$y_t = \alpha(s_t) + \sum_{i=1}^{p} A_i(s_t) y_{t-i} + u_t \qquad (۲)$$

که y_t یک بردار شامل متغیرهای درونزا، α بردار عرض از مبدأ، A_i ماتریس ضرایب، s_t بیانگر رژیم در زمان t و u_t بیانگر جزء خطا است. در این معادله، عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی به رژیم s_t بستگی دارند که در این حالت از الگوی MS-VAR، عرض از مبدأ و ضرایب متغیرهای توضیحی در هر رژیم تغییر می‌یابند.

در الگوهای مارکوف سوئیچینگ ضرایب مدل سری زمانی به متغیر تصادفی و غیرقابل مشاهده s_t بستگی دارد که بیانگر رژیم مربوطه است. فرایند تصافی رژیم‌ها از چرخه مارکوف تبعیت می‌کند که با احتمالات انتقال تعریف می‌شود (کرالزیگ، ۲۰۰۱):

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^{M} p_{ij} = 1 \qquad (۳)$$
$$\forall i, j \in \{1, \dots, M\}$$

در این الگو، M رژیم ممکن برای y_t وجود دارد و ماتریس احتمال انتقالات به صورت زیر است.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix} \qquad (۴)$$

که p_{ij} احتمال تغییر از رژیم i به رژیم j را نشان می‌دهد. 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.

[1] Krolzig

برای دستیابی به هدف این پژوهش و اندازه‌گیری عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مصرف کننده در ایران با استناد به مطالعات جلیل و ضیا (۲۰۱۱) و بکرز و همکاران (۲۰۱۳) بردار y_t با استفاده از روش‌های VAR و MS-VAR برآورد می‌شود.

$$y_t = (lwfpi \;\; lgdp \;\; lcpi \;\; ler \;\; lr) \qquad (۵)$$

بردار y_t شامل لگاریتم شاخص قیمت جهانی مواد غذایی (lwfpi)، لگاریتم تولید ناخالص داخلی (lgdp)، لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده (lcpi)، لگاریتم نرخ ارز (ler) و لگاریتم نرخ بهره (نرخ سود بانکی، lr) می‌باشد.

به منظور محاسبه میزان عبور قیمت جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مصرف کننده نیاز است که بعد از برآورد الگوهای VAR و MS-VAR، توابع عکس العمل آنی استخراج شوند. مقدار عبور قیمت از تقسیم مقادیر تجمعی واکنش شاخص قیمت مصرف کننده به تکانه قیمت جهانی مواد غذایی به مقادیر تجمعی واکنش قیمت جهانی مواد غذایی به تکانه خودش محاسبه می‌شود. این رابطه به شکل زیر قابل ارائه است (دوما[1]، ۲۰۰۸؛ جلیل و ضیا، ۲۰۱۱):

$$PPT = \frac{\Delta CPI_t}{\Delta WFPI_t} \qquad (۶)$$

در رابطه (۶) صورت کسر بیانگر تغییرات تجمعی شاخص قیمت مصرف کننده بین دو دوره زمانی و مخرج کسر نیز تغییرات تجمعی قیمت جهانی مواد غذایی در همان دوره ناشی از تکانه قیمت جهانی مواد غذایی است.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از نوع سری زمانی فصلی بوده و از مرکز آمار ایران، بانک اطلاعات سری های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بانک اطلاعاتی FAO استخراج شده‌اند. دوره زمانی پژوهش نیز ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۹:۱ می‌باشد.

۴- یافته‌ها

قبل از اینکه الگوی تجربی تحقیق برآورد شود، نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها مورد بررسی قرار می گیرد. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY روی متغیرها، حاکی از این است که وجود ریشه واحد فصلی در تمامی سری‌ها به استثنای تولید ناخالص داخلی رد شد. به این منظور با استفاده از روش TRAMO/SEATS سری مذکور تعدیل فصلی شد که تکرار آزمون بعد از تعدیل فصلی حاکی از عدم وجود ریشه واحد فصلی است. نتایج

[1] Duma

مربوط به آزمون ریشه واحد در فراوانی صفر متغیرهای حاضر در الگوی تجربی ارائه شده در بخش قبلی در جدول (۱) گزارش شـده است. نتایج آزمون ریشه واحد ADF و ERS بیانگر این اسـت که تمامی متغیرهای حاضر در الگو در سطح ناایستا و دارای ریشه واحد هسـتند که با تفاضـل گیری مرتبه اول و تکرار آزمون، فرضـیه وجود ریشه واحد رد شده است. با توجه به اینکه متغیرها از درجه جمعی یکسانی برخوردار هستند لذا با استناد به مطـالعات ارمن و همکاران[1] (۲۰۰۱ و ۲۰۰۳) و کرالزیگ (۱۹۹۶) امکان برآورد الگوهای خودتوضیح برداری و مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری فراهم است.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد ERS و ADF

آزمون	متغیرها	LWFPI لگاریتم شاخص قیمت جهانی مواد غذایی	LCPI لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده	LGDP لگاریتم تولید ناخالص داخلی	LER لگاریتم نرخ ارز	LR لگاریتم نرخ بهره
ERS	سطح	۱۱/۳۶	۱۴/۸۱	۲۳/۵۲	۲۷/۲۵	۱۵/۵۹
	تفاضل مرتبه اول	۱/۸۲***	۱/۱۶***	۱/۰۷**	۱/۸۵***	۱/۸۳***
	درجه ایستایی	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
ADF	سطح	-۲/۲۲	-۲/۳۸	-۰/۹۰	-۱/۳۴	-۱/۶۸
	تفاضل مرتبه اول	-۶/۳۰***	-۳/۹۴**	-۹/۵۱***	-۸/۶۰***	-۱۰/۰۷***
	درجه ایستایی	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

*** و ** به ترتیب بیانگر معنی‌داری در سطح ۱٪ و ۵٪ می‌باشد.

منبع: یافته‌های پژوهش

قبـل از برآورد الگو، از آزمون هـای اثر و حـداکثر مقدار ویژه برای بررســی وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو اسـتفاده شد که نتایج در جدول (۲) گزارش شده است. بر اسـاس آماره‌های محاسـباتی و سـطوح معنی‌داری ارائه شده، آزمون اثر وجود دو بردار و آزمون حداکثر مقدار ویژه وجود یک بردار همجمعی را بین متغیرهای الگو تأیید می‌کند.

جدول (۲): آزمون رابطه همجمعی بین متغیرها

فرضیه یک (تعداد بردار همجمعی)	آزمون اثر		آزمون حداکثر مقدار ویژه	
	آماره محاسباتی	سطح معنی‌داری	آماره محاسباتی	سطح معنی‌داری
۱	۹۳/۸۵	۰/۰۰	۴۴/۳۲	۰/۰۰
۲	۴۹/۵۳	۰/۰۳	۲۳/۹۳	۰/۱۳
۳	۲۵/۶۰	۰/۱۴	۱۷/۴۰	۰/۱۵

منبع: یافته‌های پژوهش

در گام بعدی، مرتبه بهینه الگوی VAR با اسـتفاده از آماره های تشـخیصـی برابر یک

[1] Ehrmann et al.

انتخاب شد. برای شناسایی الگوی بهینه از بین الگوهای ممکن از آماره‌های AIC و SBC استفاده شد که نتایج در جدول (۳) ارائه شده است. الگوهای سه رژیمه به دلیل عدم تأمین شرط ارگودیک بودن معیار عمل قرار نگرفت. در الگوهای دو رژیمه نیز الگوی MSIAH(2)-VAR(1) بهینه تشخیص داده شد. در این الگو پارامترهای عرض از مبدأ، ضرایب خودتوضیح و واریانس وابسته به رژیم بوده و در دو رژیم متفاوت می‌باشند.

جدول (۳): نتایج شناسایی الگوی بهینه MS-VAR

الگو / آماره	AIC	SBC
MSIA(2)-VAR(1)	-۱۷/۸۵	-۱۵/۸۳
MSIAH(2)-VAR(1)	-۱۸/۳۴	-۱۵/۹۳
MSIA(3)-VAR(1)	-۱۸/۳۴	-۱۵/۴۳
MSIAH(3)-VAR(1)	-۱۹/۶۶	-۱۵/۹۶

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد الگوهای VAR(1) و MSIAH(2)-VAR(1) در جدول (۴) ارائه شده است. طبق انتظار، پارامترها در الگوی خطی و دو رژیم الگوی غیرخطی متفاوت می‌باشند.

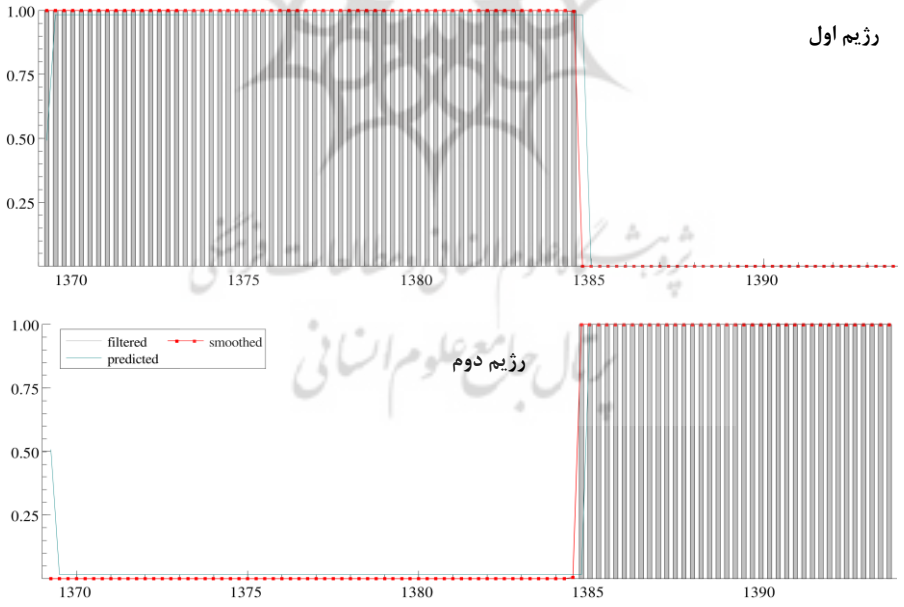
جدول (۴): نتایج برآورد الگوهای VAR(1) و MSIAH(2)-VAR(1)

متغیر / الگوها	VAR(1)		MSIAH(2)-VAR(1)			
			رژیم اول		رژیم دوم	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
عرض از مبدأ	-۰/۶۸	-۰/۷۰	۱/۰۴	۰/۶۲	-۱/۴۶	-۱/۴۱
LCPI(-1)	۰/۹۵	۲۶/۵۶	۱/۰۳	۱۶/۹۸	۰/۸۸	۳۳/۵۰
LWFPI(-1)	۰/۰۶	۴/۲۲	۰/۰۲	۰/۵۸	۰/۱۱	۴/۹۰
LER(-1)	۰/۰۴	۱/۶۹	-۰/۰۳	-۰/۸۶	۰/۰۸	۴/۷۴
LGDP(-1)	۰/۰۲	۰/۳۴	-۰/۰۸	-۰/۶۳	۰/۰۶	۰/۷۳
LR(-1)	-۰/۰۱	-۰/۴۰	۰/۰۱	۰/۲۲	۰/۰۰۰۲	۰/۰۷
S.E.	۰/۰۲۶		۰/۰۲۸		۰/۰۱۴	
تعداد مشاهدات	۹۹		۶۲		۳۷	
دوره زمانی	۱۳۶۹:۲-۱۳۹۳:۴		۱۳۶۹:۲-۱۳۸۴:۳		۱۳۸۴:۴-۱۳۹۳:۴	
مقادیر احتمال	-		P_{11}= ۰/۹۸		P_{22}= ۰/۹۹	
-	Log-likelihood ۲۲۲/۳۰		LR linearity test ۱۶۲/۵۲(۰/۰۰)		Log-likelihood ۹۹۹/۹۸	

منبع: یافته‌های پژوهش

مقادیر عرض از مبدأ به استثنای رژیم اول الگوی غیرخطی دارای علامت منفی هستند. وقفه اول شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص قیمت جهانی مواد غذایی اثر مثبتی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران دارند. ضرایب نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در الگوی خطی و رژیم دوم الگوی غیرخطی دارای علامت مثبت هستند. ضریب نرخ سود

بـانکی بـه عنوان یـک جایگزین برای متغیر نرخ بهره برخلاف الگوی غیرخطی در الگوی خطی دارای علامت منفی اســـت. به دلیل وجود اختلاف در مقادیر پارامترها باید از بین دو الگوی برآوردی الگوی مناســب‌تر انتخاب شــود. بدین منظور آزمون خطی بودن LR مورد اســتفاده قرار گرفت. بر اســاس نتایج این آزمون در جدول (۴) فرضــیه صــفر خطی بودن الگو در برابر فرضیه غیرخطی بودن آن، در سطح معنی‌داری یک درصد رد می‌شود. بنـابراین بـا توجـه بـه ویژگی هـای الگوی MSIAH(2)-VAR(1) در الگوســازی رفتار غـیـرخطی، می توان گفـت این الگو بر الگوی VAR برتری دارد و می توانـد معیـار مناسـب‌تری برای محاسـبات بعدی پژوهش باشـد. با توجه به ضرایب متفاوت در رژیم‌ها انتظار می‌رود که مقادیر عبور قیمت جهانی مواد غذایی به شـاخص قیمت مصـرف‌کننده در هر رژیم متفاوت باشـــد. مقادیر احتمال در ماتریس انتقال که در جدول (۴) گزارش شده اند بیانگر این هستند که احتمال ماندگاری در رژیم اول ۰/۹۸ است. در حالی که در صـورت قرارگیری در رژیم دوم به احتمال ۰/۹۹ همین رژیم تدوام خواهد داشـت. یعنی دو رژیم مذکور از ثبات بالایی برخوردارند و احتمال جابجایی بین رژیم ها پایین اســـت. مقادیر احتمال برای هر دو رژیم نیز در نمودار (۱) نمایش داده شده است.

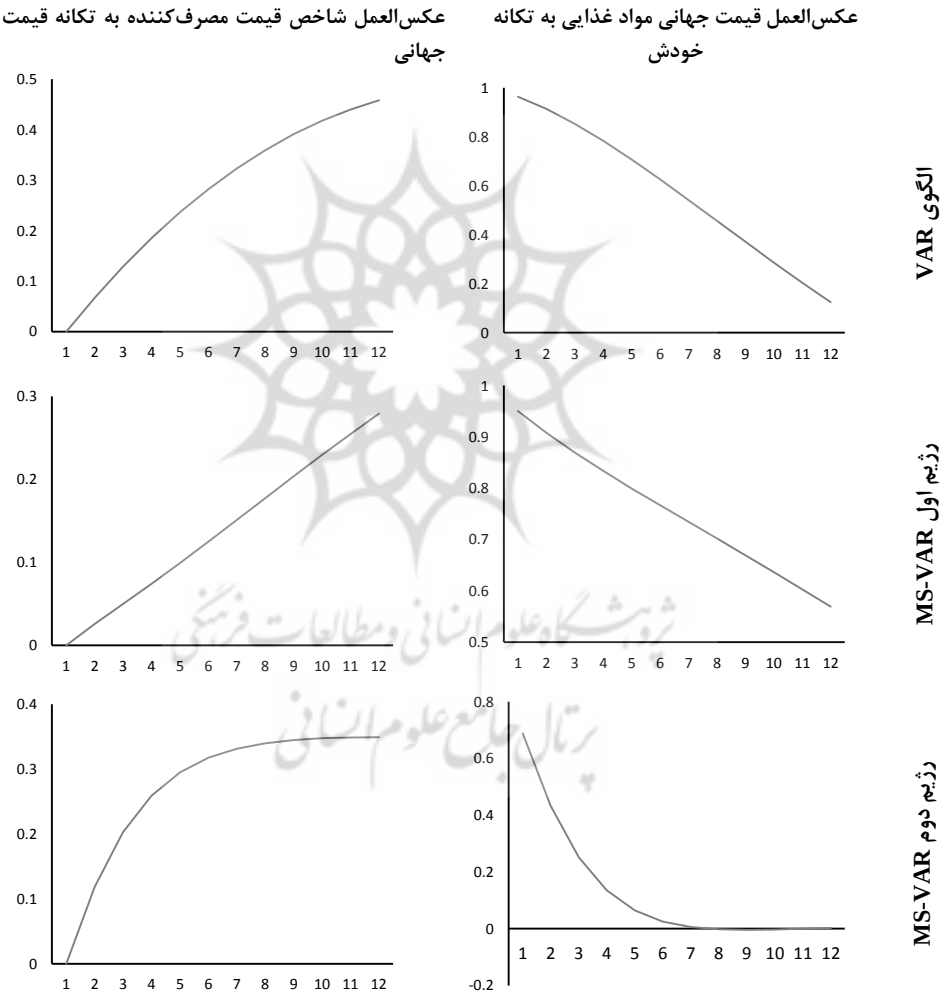


نمودار (۱): مقادیر احتمالات هر رژیم در الگوی MSIAH(2)-VAR(1)

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار احتمال رژیم‌ها حاکی از این اســـت که مقادیر احتمال در اغلب موارد برابر با یک بوده یعنی احتمال جابجایی بین رژیم ها پایین است. به عبارت دیگر دو رژیم کاملا از هم تفکیک شده و هرکدام دوره خاصی را به خود اختصاص داده‌اند.

بعد از برآورد الگوهای خودتوضـــیح برداری خطی و غیرخطی می توان توابع عکس‌العمل آنی را اســتخراج کرد. نمودار (۲) توابع عکس العمل آنی هر دو الگو را نشـان می‌دهد. در این نمودار واکنش قیمت جهانی مواد غذایی و شـاخص قیمت مصـرف‌کننده در ایران به تکانه وارده از قیمت جهانی مواد غذایی نمایش داده شده است.



نمودار (۲): توابع عکس‌العمل آنی به تکانه قیمت جهانی مواد غذایی

منبع: یافته‌های پژوهش

مقایسه عکس‌العمل قیمت جهانی مواد غذایی و شاخص قیمت مصرف‌کننده به تکانه قیمت جهانی مواد غذایی در الگوی VAR و دو رژیم الگوی MS-VAR بیانگر این است که روند کلی واکنش ها مشابه هم است. واکنش قیمت جهانی به تکانه خودش در هر سه حالت روند نزولی دارد. هر چند که شیب نزول یکسان نبوده و در رژیم دوم بر خلاف دو مورد دیگر تقریبا از فصل ششم به بعد، مقادیر نزدیک صفر تجربه شده است. در مورد عکس‌العمل شاخص قیمت مصرف‌کننده به تکانه قیمت جهانی نیز با وجود رفتار مشابه، شیب حرکت متفاوت است. در کل می‌توان گفت که با وقوع تکانه در قیمت جهانی مواد غذایی، قیمت‌های داخلی در ایران افزایش یافته است. مقایسه شیب توابع عکس‌العمل در دو رژیم نشان می دهد که اثرپذیری قیمت های داخلی از تکانه قیمت جهانی مواد غذایی در رژیم دوم در مدت زمان کوتاه‌تری رخ می‌دهد.

با استفاده از نتایج توابع عکس‌العمل آنی و طبق آنچه که در رابطه (۶) در قسمت قبلی ارائه شد، مقادیر عبور قیمت جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران قابل محاسبه است. مقادیر محاسباتی عبور قیمت برای دو الگو در جدول (۵) گزارش شده است. مقایسه نتایج در الگوی VAR و MS-VAR بیانگر این است که مقادیر عبور قیمت در الگوی VAR و رژیم‌های اول و دوم الگوی MS-VAR تا پایان فصل چهارم به ترتیب برابر ۰/۱۴، ۰/۰۵ و ۰/۳۵ می‌باشد. با توجه به اینکه نتایج آزمون حاکی از برتری الگوی غیرخطی بود لذا این الگو معیار تحلیل قرار می گیرد. مقادیر عبور در دو رژیم از هم متفاوت هستند، به طوری که در پایان فصل ششم در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر ۹ و ۵۹ درصد است. این روند افزایشی در رژیم دوم با شتاب بیشتری طی شده و به ۸۵ درصد در پایان سال دوم می رسد. در صورتی که میزان عبور بعد از هشت فصل در رژیم اول ۱۲ درصد است. پس چنانچه انتظار می‌رفت مقادیر عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی در رژیم دوم بیشتر است.

جدول (۵): مقادیر عبور قیمت جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مصرف کننده

الگو / فصل	۱	۲	۴	۶	۸
VAR	۰/۰۳	۰/۰۷	۰/۱۴	۰/۲۱	۰/۲۹
رژیم اول MS-VAR	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۱۲
رژیم دوم MS-VAR	۰/۰۷	۰/۱۵	۰/۳۵	۰/۵۹	۰/۸۵

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی دوره زمانی رژیم‌ها نشان می‌دهد که عوامل متعددی برای نرخ بالای عبور قیمت

در رژیم دوم وجود دارد. رژیم دوم بـا بحران قیمت جهانی مواد غذایی در دهه گذشـــته همزمان است. از این رو می‌توان گفت در طول سال‌هایی که تکانه‌های شدید قیمت مواد غذایی در بازارهای جهانی به وقوع پیوســـته، میزان عبور این تکانه‌ها به بازارهای داخلی زیاد بوده و بعد از دو ســال با عبور کامل قیمت فاصـــله اندکی داشـــته اســـت. یک تکانه خارجی مهم دیگر که همواره قیمت‌های داخلی را در ایران تحت تأثیر قرار داده، نوسانات شـدید قیمت نفت بوده اسـت. در سـال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ که در رژیم دوم قرار دارند، قیمت نفت به بیش از صـد دلار رسـید. تبعات ناشـی از افزایش درآمدهای نقتی از قبیل افزایش نقدینگی در کشور و تغییرات نرخ ارز زمینه را برای افزایش سطح قیمت کالاهای داخلی هموار می‌کند. یک عامل برونزای دیگر که اقتصـاد ایران و به ویژه تجارت خارجی را در طول سـال‌های گذشته تحت تأثیر قرار داده بود، اعمال تحریم‌های یک جانبه علیه ایران اسـت که با افزایش هزینه معاملات تجاری و انتقال ارز و کالا به داخل کشور منجر به افزایش قیمت‌های داخلی شـــد؛ به خصـــوص برای کالاهایی که در فرایند تولید آنها وابستگی به کالاهای واسطه وارداتی وجود دارد.

علاوه بر عوامل خارجی ذکر شـده که باعث افزایش عبور قیمت‌های جهانی به قیمت‌های داخلی در رژیم دوم شـــده اســـت؛ باید به رویدادهای داخلی اقتصـــاد در این دوره نیز پرداخته شـــود. یکی از رویدادهای مهم در این دوره اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بود. با اجرای این قانون و پرداخت نقدی یارانه به خانوارها، اقتصـاد ایران شـاهد رشـد سریع نقـدینگی بود که نقدینگی خود یکی از عوامل مهم زمینه‌ســـاز برای افزایش قیمت‌ها و بروز فضـای تورمی در اقتصاد کشور است. دیگر تکانه مهم داخلی تکانه ارزی شدید سال ۹۲-۱۳۹۱ بود کـه بـا افزایش قیمـت مواد غـذایی و نهاده‌های وارداتی منجر به افزایش قیمت مصـرف‌کننده در کشـور شـد. در این مورد باید به این نکته توجه شـود که حجم واردات محصولات و نهاده‌های کشاورزی ایران قابل توجه است و بر اساس گزارش سالانه بانک مرکزی در سـال ۱۳۹۱ حدود ۲۲/۱ میلیون تن محصـولات مختلف کشـاورزی به ارزش ۱۴/۳ میلیارد دلار وارد کشـور شده است. یعنی با افزایش نرخ ارز، تورم وارداتی به کشـــور افزایش یافته و در نتیجه عبور قیمت‌های جهانی به قیمت‌های داخلی قابل توجه بوده اسـت. در مجموع می توان اظهار داشـت که به وجود آمدن فضای تورمی در اقتصاد کشور و همزمانی آن با بحران قیمت مواد غذایی در دنیا باعث افزایش عبور قیمت جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران شده است.

۵- نتیجه‌گیری

به واسطه اهمیت بالای مواد غذایی در سبد مصرفی خانوارها همواره دسترسی ارزان و کافی به غذا توسط مصرف کنندگان مورد توجه سیاستگذاران در کشور بوده است. یکی از عواملی که دسترسی به مواد غذایی را تحت تأثیر قرار می دهد بحران های قیمتی است که در دهه گذشته در سطح جهان رخ داده است. در این مطالعه تلاش شد اثر بحران جهانی قیمت مواد غذایی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران ارزیابی شود. به این منظور با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی و الگوهای VAR و MS-VAR میزان عبور قیمت جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مصرف کننده در ایران اندازه گیری شد. نتایج پژوهش حاکی از برتری الگوی غیرخطی MS-VAR بر الگوی خطی VAR است. بنابراین با معیار قرار دادن نتایج الگوی غیرخطی، مقادیر عبور قیمت در دو رژیم محاسبه شد. مقادیر محاسباتی عبور قیمت نشان داد که میزان عبور در سال اول در دو رژیم به ترتیب برابر ۵ و ۳۵ درصد است. یعنی در رژیم دوم با وقوع یک تکانه در قیمت جهانی مواد غذایی ۳۵ درصد آن به قیمت های داخلی در ایران عبور می کند. میزان عبور در رژیم دوم نسبت به رژیم اول در دوره های بعدی نیز بیشتر بوده و در پایان فصل ششم به ۵۹ درصد می رسد که برای دوره مشابه در رژیم اول برابر ۹ درصد است. در پایان سال دوم نیز میزان عبور در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر ۱۲ و ۸۵ درصد است. پس می‌توان اظهار داشت که میزان عبور قیمت در رژیم دوم به مراتب بیشتر از رژیم اول است. مقایسه دوره زمانی رژیم ها حاکی از این است که رویدادهایی مانند بحران جهانی قیمت مواد غذایی، نوسانات شدید قیمت نفت، واردات زیاد مواد غذایی و نهاده های کشاورزی و دامی، اجرای قانون هدفمندی یارانه ها، تکانه ارزی و اعمال تحریم ها از جمله عوامل تشدید کننده عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت های داخلی در رژیم دوم بوده است. با توجه به اینکه افزایش بی رویه قیمت های داخلی می تواند مانع مهمی در راستای رشد و توسعه کشور باشد؛ لذا سیاستگذاران اقتصادی با بکارگیری سیاست های کاهش تورم می‌توانند میزان عبور قیمت‌های جهانی به قیمت‌های داخلی را محدود کنند.

فهرست منابع

۱. اصغرپور، حسین، و مهدیلو، علی (۱۳۹۳). محیط تورمی و تأثیر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران: رهیافت مارکوف-سوئیچینگ. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۷۰، ۷۵-۱۰۲.

۲. پیش بهار، اسماعیل، و باغستانی، مریم (۱۳۹۳). بررسی اثرات اقتصادی شوک‌های قیمتی نفت و مواد غذایی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، (۳)۱۴، ۴۵-۶۴.

۳. پیش‌بهار، اسماعیل، قهرمان‌زاده، محمد، و عارف عشقی، طراوت (۱۳۹۲). بررسی تأثیر عبور نرخ ارز به قیمت مواد غذایی در ایران. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، (۴)۷، ۱-۲۱.

۴. لشکری، محمد، ابوالحسنی، اصغر، اصغرپور، حسین، و تمیزی، علیرضا (۱۳۹۴). تحلیل انتقال نرخ ارز بر شاخص قیمت صادرات و تأثیر تورم و درآمد بر آن در ایران و شرکای تجاری: رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته (GMM). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۷۳، ۱۱۱-۱۲۸.

1- Bekkers, E., Brockmeier, M., Francois, J., *&* Yang, F. (2013). Pass-through, food prices and food security. Available at: *https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/download/6391.pdf*

2- Belke, A., *&* Awad, J. (2015). On the pass-through of food prices to local inflation in MENA countries. *WSEAS Transactions on Business and Economics*, 12, 307-316.

3- Belke, A., & Dreger, C. (2013). The transmission of oil and food *prices* to consumer prices – evidence for the MENA countries. *Ruhr Economic Papers*, No. 448.

4- Chou, K. W., & Tseng, Y. H. (2011). Pass-through of oil prices to CPI inflation in Taiwan. *International Research Journal of Finance and Economics*, 69, 73-83.

5- Duma, N. (2008). Pass-through of external shocks to inflation in Sri Lanka. *IMF Working Paper*, WP/08/78.

6- Ehrmann, M., Ellison, M., & Valla, N. (2001). Regime dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregression model. *Bank of Finland, discussion paper* No. 11/2001.

7- Ehrmann, M., Ellison, M., & Valla, N. (2003). Regime-dependent impulse response functions in a Markov-switching vector autoregression model. *Economics Letters*, 78, 295–299.

8- Gelos, G., & Ustyugova, Y. (2012). Inflation responses to commodity price shocks–how and why do countries differ? *IMF Working Paper*, WP/12/225.

9- Hamilton, J. D. (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, 45, 39-70.
10- Ivanic, M., & Martin, W. (2008). Implications of higher global food prices for poverty in low-income countries. *Agricultural Economics*, 39, 405–416.
11- Ivanic, M., & Martin, W. (2014). Implications of domestic price insulation for global food price behavior. *Journal of International Money and Finance*, 42, 272–288.
12- Jaffri A. A., Rooma, A., & Bashir, S. (2013). Pass-through of global inflation to domestic Inflation: an empirical evidence for Pakistan. *Journal of Managerial Sciences*, 5(1), 105-111.
13- Jalil, M., & 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 Journal*, 67, 135-179.
14- Jongwanich, J., & Park, D. (2011). Inflation in developing Asia: pass-through from global food and oil price shocks. *Asian-Pacific Economic Literature*, 25(1), 79-92.
15- Krolzig, H. M. (1996). Statistical analysis of cointegrated VAR processes with Markovian regime shifts. *SFB 373 discussion paper* 25-1996.
16- Krolzig, H. M. (1997). *Markov switching vector autoregressions modelling: statistical inference and application to business cycle analysis*. Berlin: Springer.
17- 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.
18- Krolzig, H. M. (2001). Business cycle measurement in the presence of structural change: international evidence. *International Journal of Forecasting*, 17, 349–368.
19- Minot, N. (2011). Transmission of world food price changes to markets in Sub-Saharan Africa. International Food Policy Research Institute, Washington, DC. *IFPRI Discussion Paper*, No. 01059.
20- Misati, R. N., & Munene, O. (2015). Second round effects and pass-through of food prices to inflation in Kenya. *International Journal of Food and Agricultural Economics*, 3(3): 75-87.
21- Sivarajasingham, S., & Balamurali, N. (2014). The pass-through of global food price inflation to domestic inflation: empirical evidence from Sri Lanka. *International Research Sessions, Peradeniya University, Sri Lanka, Vol. 18, 4th & 5th July.*
22- World Bank, (2011). High food prices. Latin American and the Caribbean response to a new normal.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی