

بررسی عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی در ایران

ابراهیم جاودان

دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز، ebrahimjavidan@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 اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز، rassulmohammadrezaei@yahoo.com

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

چکیده

مطالعه حاضر چگونگی اثرگذاری تکانه‌های 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 داده‌های فصلی ۱۳۹۳:۱-۱۳۶۹:۴ 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 (1)-VAR(2)-MSIAH به عنوان الگوی منتخب مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری است. نتایج نشان داد که مقدار عبور قیمت جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مصرف کننده 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 نهاده‌های کشاورزی، سیاستگذاران ایرانی می‌توانند با به کارگیری سیاست‌های کاهش تورم، میزان عبور قیمت‌های جهانی به قیمت‌های داخلی را محدود کنند.

واژه‌های کلیدی: شاخص قیمت مصرف کننده، 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)^۱ ۶۱ درصد رشد داشت (ایوانیچ و مارتین^۲، ۲۰۰۸؛ مینوت^۳، 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 می‌شود. افزایش سریع در قیمت‌های جهانی مواد غذایی منجر به افزایش قابل توجه فقر، کاهش سطح تغذیه و محدود شدن بهره مندی از خدماتی چون آموزش و بهداشت می‌شود 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 قیمت‌های 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 یارانه‌ها، 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 سال‌های اخیر بوده است. از این رو بررسی عوامل تعیین کننده قیمت‌های داخلی و نرخ تورم در ایران می‌تواند مساعدت خوبی برای سیاستگذاران این عرصه در طراحی بسته‌های 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^۱ 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 می‌شود. بخش سوم به روش‌شناسی 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^۲ (۲۰۱۳) نرخ عبور قیمت مواد غذایی بیانگر این است که قیمت‌های داخلی تا چه حدی تغییرات در قیمت جهانی مواد غذایی را دنبال می‌کنند؟ بر اساس مطالعه جونگ وانیچ و پارک^۳ (۲۰۱۱) نرخ بالای عبور بیانگر این است که تکانه قیمت‌های جهانی از تعیین‌کننده‌های 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^۴ (۲۰۱۱) استدلال می‌کنند که قیمت‌های داخلی با تغییرات قیمت‌های جهانی مواد غذایی از چندین کانال دستخوش تغییر می‌شود 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 می‌شود. هنگامی که چنین رخدادی در قیمت مواد غذایی وارداتی اتفاق می‌افتد؛ مصرف‌کنندگان داخلی به دنبال جایگزین کردن کالاهای وارداتی با تولیدات مشابه

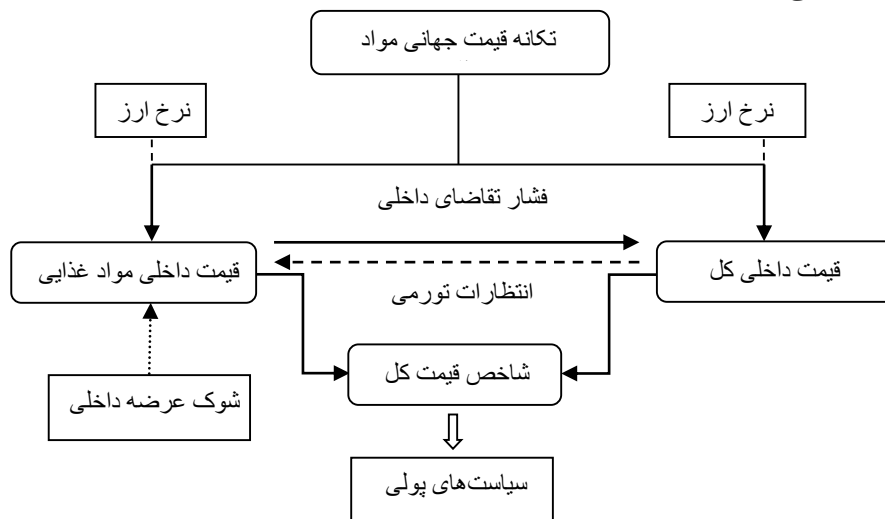
¹ Pass-Through

² Bekkers et al.

³ Jongwanich, J and Park

⁴ Jalil and Zea

داخلی خواهند بود. این امر باعث افزایش تقاضا و از این رو فشار تورمی بر این کالاها خواهد شد. علاوه بر این وقتی تولیدکنندگان مواد غذایی مشاهده می‌کنند محصولاتشان می‌تواند با قیمت بالاتری در خارج از کشور به فروش برسد سهم بیشتری از تولید خود را به صادرات اختصاص می‌دهند. بنابراین عرضه داخلی این محصولات 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 شکل با خط چین نمایش داده شده‌اند. فرایند انتقال تکانه‌ها به وسیله تغییرات نرخ ارز شکل می‌گیرد. عبور قیمت‌های جهانی ضرورتاً باید به پول داخلی تبدیل شود که می‌تواند اثرپذیری از تکانه خارجی را مضاعف کند یا اینکه کاهش دهد. علاوه بر این، قیمت داخلی مواد غذایی تحت تأثیر تکانه‌های عرضه داخلی از قبیل شرایط آب و هوایی و وقفه‌های حمل و نقل است. افزایش در تقاضا برای مواد غذایی که در شاخص 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 است. وقتی استراتژی قیمتی برای مواد غذایی و دیگر کالاها، افزایش قیمت باشد، انتظارات تورمی بازبینی می‌شود. اگر افزایش قیمت‌های جهانی مواد غذایی منجر به شکل‌گیری انتظارات برای افزایش

قیمت‌های داخلی شود؛ در این صورت شاخص قیمت کل در نتیجه تکانه قیمت مواد غذایی به طور مستقیم تحت تأثیر قرار می‌گیرد. این فرایند به وسیله تغییرات نرخ ارز نیز متأثر می‌شود. نکته مهم در این زمینه این است که میزان اثرگذاری تکانه قیمت جهانی غذا بر فرایند داخلی تورم از طریق کانال‌های مختلف نشان داده شده در شکل (۱) متفاوت است. انتظار می‌رود مقدار عبور قیمت از کانال قیمت داخلی مواد غذایی نسبت به کانال شاخص کل قیمت بیشتر باشد. دلیل این امر ارتباط مستقیم قیمت داخلی و جهانی مواد غذایی است. در کانال مربوط به شاخص 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.

مطالعاتی به ارزیابی اثر قیمت‌های جهانی بر قیمت‌های داخلی در کشورهای 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 کشور در حال توسعه آسیایی بررسی کردند. یافته‌های این مطالعه که از داده‌های فصلی ۲۰۰۸-۱۹۹۶ و الگوی خودتوضیح برداری^۱ (VAR) بهره می‌گرفت، نشان داد که میزان عبور قیمت جهانی مواد غذایی و قیمت نفت به تورم این کشورها محدود است. در این خصوص برخی سیاست‌های دولتی مانند اعطای یارانه و تثبیت قیمت‌ها در کاهش میزان عبور قیمت‌های جهانی غذا و نفت مؤثر هستند. جلیل و ضیا (۲۰۱۱) اثر عبور قیمت جهانی مواد غذایی به تورم داخلی کشورهای برزیل، شیلی، کلمبیا، مکزیک و پرو را با داده‌های فصلی ۲۰۱۰-۲۰۰۰ و الگوی VAR ارزیابی کرده و به این نتیجه دست یافتند که با توجه به شرایط این کشورها، عبور تغییرات قیمت جهانی مواد غذایی به تورم کل در این کشورها بین یک تا شش فصل طول می‌کشد. چو و تسنگ^۲ (۲۰۱۱) در ارزیابی عبور قیمت جهانی نفت به شاخص قیمت مصرف‌کننده در تایوان با استفاده از داده‌های ماهانه ۲۰۱۰-۱۹۸۲ و الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده^۳ (ARDL) به این نتیجه رسیدند که عبور قیمت جهانی نفت به شاخص قیمت مصرف‌کننده در

^۱ Vector Auto-Regressive

^۲ Chou and Tseng

^۳ Auto-Regressive Distributed Lag

کوتاه‌مدت قابل توجه نیست. در بلندمدت نیز اثر آن بر قیمت‌های داخلی کاهش می‌یابد. گلوس و اوستیوگوا^۱ (۲۰۱۲) اثرات تورمی تکانه‌های جهانی قیمت را به تفکیک کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته بررسی کردند. به این منظور داده‌های 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 تکانه‌های قیمت جهانی نشان می‌دهند. جفری و همکاران^۲ (۲۰۱۳) در پژوهشی با عنوان عبور تورم جهانی به تورم داخلی در پاکستان از داده‌های ماهانه ۲۰۱۲-۱۹۹۳ و روش حداقل مربعات معمولی استفاده کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که در بلندمدت تورم قیمت جهانی مواد غذایی، نهاده‌های صنعتی و انرژی به طور مثبت و معنی‌داری، تورم پاکستان را تحت تأثیر قرار می‌دهند. 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 قیمت‌های جهانی مواد غذایی به قیمت‌های 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 می‌دهد. بلک و درگر^۳ (۲۰۱۳) اثر تکانه‌های قیمت جهانی نفت و مواد غذایی بر شاخص قیمت مصرف‌کننده را در کشورهای حوزه MENA^۴ 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 تکانه‌های قیمت نفت و مواد غذایی در بلندمدت منجر به افزایش قیمت‌ها در کشورهای مذکور می‌شود. سیرواراجاسینگام و بالامورالی^۵ (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

جهانی قیمت مواد غذایی به تورم گروه خوراکی‌ها و کل کالاها با استفاده از الگوهای جوهانسون و جوسیلیوس و تصحیح خطا نشان دادند که عبور قیمت جهانی مواد غذایی اثر معنی‌داری بر قیمت مواد غذایی و تورم کل دارد. میساتی و مونن^۱ (۲۰۱۵) اثر عبور قیمت مواد غذایی به تورم در کنیا را در دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۷ و با رهیافت منحنی فیلیپس و شکاف تولید اندازه‌گیری کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که میزان عبور قیمت داخلی مواد غذایی به تورم کل برابر ۰/۴۹ و عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به تورم کل برابر ۰/۰۹ است. بلک و اواد^۲ (۲۰۱۵) به ارزیابی عبور قیمت مواد غذایی به تورم در کشورهای حوزه MENA پرداختند. به این منظور از روش حداقل مربعات معمولی و داده‌های فصلی در دوره ۲۰۱۳-۱۹۹۱ استفاده شده است. در این پژوهش ارتباط معنی‌دار بین قیمت جهانی مواد غذایی و تورم داخلی این کشورها تأیید شد. البته نتایج با توجه به شرایط کشورهای مورد بررسی متفاوت می‌باشد.

در مطالعات داخلی، مطالعه خاصی به بررسی عبور قیمت مواد غذایی به شاخص قیمت مصرف‌کننده یا تولیدکننده پرداخته است. اما برخی مطالعات به قیمت‌های جهانی از جمله قیمت جهانی مواد غذایی به عنوان یک متغیر تأثیرگذار بر قیمت‌های داخلی توجه داشته‌اند. پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۲) به تحلیل عبور نرخ ارز به قیمت مواد غذایی در ایران پرداختند. به این منظور رهیافت خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) با داده‌های فصلی ۹۰-۱۳۷۱ استفاده شد. نتایج تحقیق نشان داد که عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مواد غذایی ناقص بوده و کشش عبور نرخ ارز در کوتاه‌مدت حدود ۷ درصد و در بلندمدت حدود ۶ درصد می‌باشد. اصغری‌پور و مهدیلو (۱۳۹۳) از مدل مارکوف سوئیچینگ و آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون و جوسیلیوس در بررسی عبور نرخ ارز به قیمت واردات در ایران در دوره ۸۹-۱۳۵۵ استفاده کردند. یافته‌های پژوهش نشان داد که در اقتصاد ایران درجه عبور نرخ ارز ناقص است و محیط‌های تورمی تأثیر نامتقارن بر درجه عبور نرخ ارز دارند. به طوری که در محیط‌های تورمی بالا درجه عبور بیشتر از محیط تورمی پایین می‌باشد. پیش‌بهار و باغستانی (۱۳۹۳) با استفاده از روش خودتوضیح برداری ساختاری و داده‌های ماهانه مربوط به فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند 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 قیمت‌های جهانی مواد غذایی بر قیمت‌های 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 قیمت‌های جهانی در دوره‌های 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 قیمت‌های جهانی به قیمت‌های 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 روش‌های اقتصادسنجی متنوعی نیز بهره گرفته شده است. در این مطالعه از تکنیک‌های خودتوضیح برداری (VAR) و مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری^۱ (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^۲ (۱۹۹۰) ارائه شده و بعداً توسط

^۱ Markov Switching Vector Auto-Regressive

^۲ Hamilton

کرالزیگ^۱ (۱۹۹۷ و ۱۹۹۹) به الگوهای چند متغیره MS-VAR و MS-VEC توسعه یافتند. الگوی VAR را می‌توان به شکل زیر ارائه کرد:

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

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:

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

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):

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

$$\forall i, j \in \{1, \dots, M\}$$

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

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

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.

$$y_t = (lwfp_i \quad lgdp \quad lcp_i \quad ler \quad lr) \quad (5)$$

بردار y_t شامل لگاریتم شاخص قیمت جهانی مواد غذایی ($lwfp_i$)، لگاریتم تولید ناخالص داخلی ($lgdp$)، لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده (lcp_i)، 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^۱، ۲۰۰۸؛ جلیل و ضیا، ۲۰۱۱):

$$PPT = \frac{\Delta CPI_t}{\Delta WFP_i_t} \quad (6)$$

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 سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بانک اطلاعاتی FAO استخراج شده‌اند. دوره زمانی پژوهش نیز ۱۳۶۹:۱-۱۳۹۳:۴ می‌باشد.

۴- یافته‌ها

قبل از اینکه الگوی تجربی تحقیق برآورد شود، نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. 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 شده است. نتایج آزمون ریشه واحد ADF و ERS بیانگر این است که تمامی متغیرهای حاضر در الگو در سطح نایستا و دارای ریشه واحد هستند که با تفاضل گیری مرتبه اول و تکرار آزمون، فرضیه وجود ریشه واحد رد شده است. با توجه به اینکه متغیرها از درجه جمعی یکسانی برخوردار هستند لذا با استناد به مطالعات ارمن و همکاران^۱ (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

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

*** و ** به ترتیب بیانگر معنی داری در سطح ۱٪ و ۵٪ می باشد.

منبع: یافته‌های پژوهش

قبل از برآورد الگو، از آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه برای بررسی وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو استفاده شد که نتایج در جدول (۲) گزارش شده است. بر اساس آماره‌های محاسباتی و سطوح معنی داری ارائه شده، آزمون اثر وجود دو بردار و آزمون حداکثر مقدار ویژه وجود یک بردار همجمعی را بین متغیرهای الگو تأیید می کند.

جدول (۲): آزمون رابطه همجمعی بین متغیرها

فرضیه یک (تعداد بردار همجمعی)	آزمون اثر		آزمون حداکثر مقدار ویژه	
	آماره محاسباتی	سطح معنی داری	آماره محاسباتی	سطح معنی داری
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 استفاده از آماره‌های تشخیصی برابر یک

^۱ 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 رژیم به دلیل عدم تأمین شرط ارگودیک بودن معیار عمل قرار نگرفت. در الگوهای دو رژیم 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.

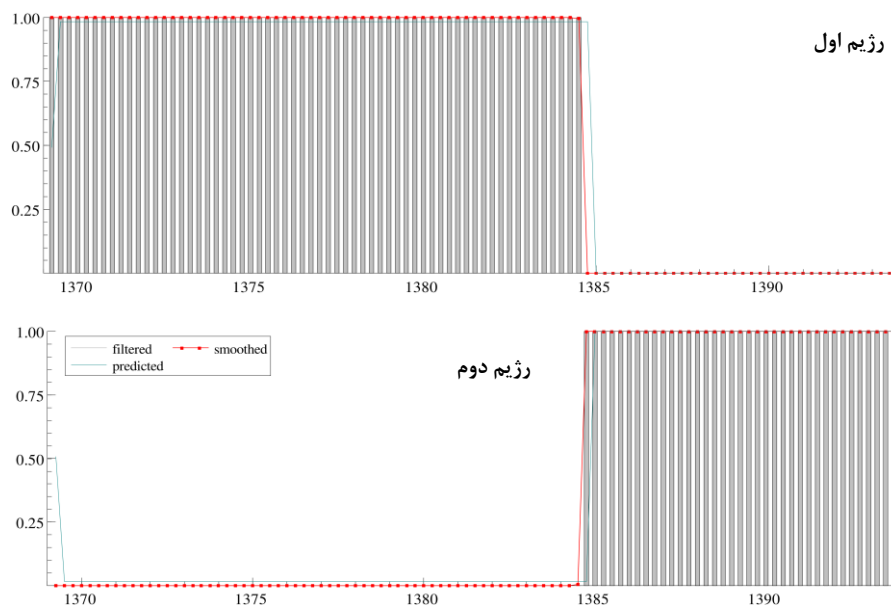
جدول (۴): نتایج برآورد الگوهای VAR(1) و MSIAH(2)-VAR(1)

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

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 مصرف کننده 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

بانکی به عنوان یک جایگزین برای متغیر نرخ بهره برخلاف الگوی غیرخطی در الگوی خطی دارای علامت منفی است. به دلیل وجود اختلاف در مقادیر پارامترها باید از بین دو الگوی برآوردی الگوی مناسب‌تر انتخاب شود. بدین منظور آزمون خطی بودن LR مورد استفاده قرار گرفت. بر اساس نتایج این آزمون در جدول (۴) فرضیه صفر خطی بودن الگو در برابر فرضیه غیرخطی بودن آن، در سطح معنی داری یک درصد رد می‌شود. بنابراین با توجه به ویژگی‌های الگوی $MSIAH(2)-VAR(1)$ در الگوسازی رفتار غیرخطی، می‌توان گفت این الگو بر الگوی VAR برتری دارد و می‌تواند معیار مناسب‌تری برای محاسبات بعدی پژوهش باشد. با توجه به ضرایب متفاوت در رژیم‌ها انتظار می‌رود که مقادیر عبور قیمت جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مصرف‌کننده در هر رژیم متفاوت باشد. مقادیر احتمال در ماتریس انتقال که در جدول (۴) گزارش شده اند بیانگر این هستند که احتمال ماندگاری در رژیم اول $0/98$ است. در حالی که در صورت قرارگیری در رژیم دوم به احتمال $0/99$ همین رژیم تداوم خواهد داشت. یعنی دو رژیم مذکور از ثبات بالایی برخوردارند و احتمال جابجایی بین رژیم‌ها پایین است. مقادیر احتمال برای هر دو رژیم نیز در نمودار (۱) نمایش داده شده است.



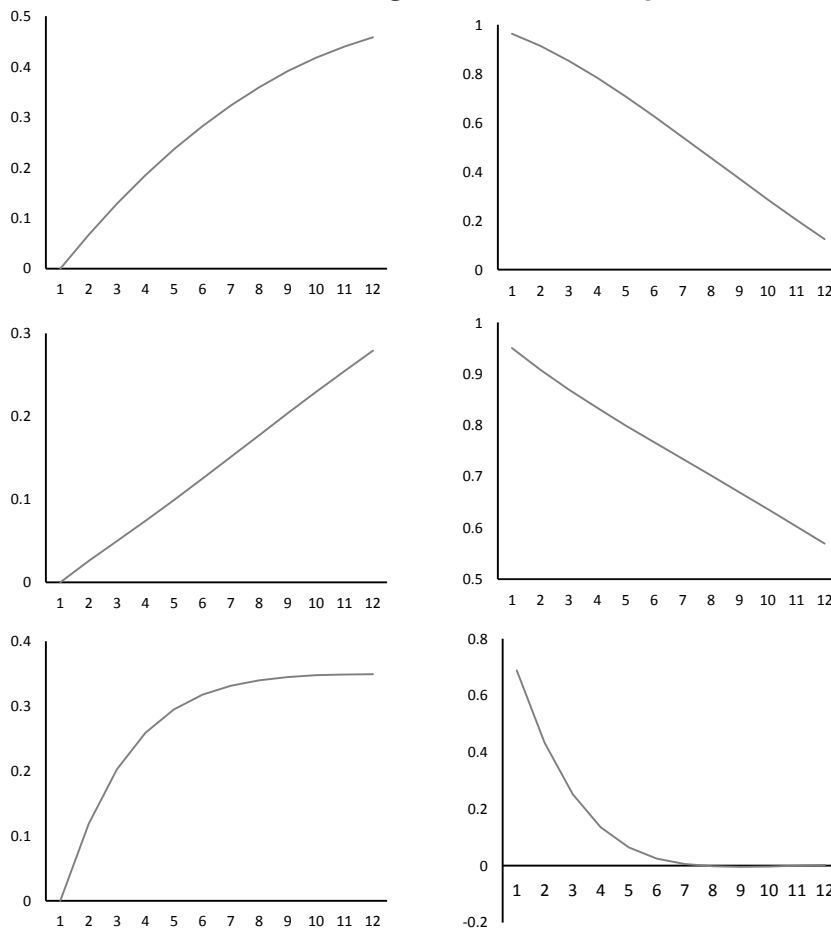
نمودار (۱): مقادیر احتمالات هر رژیم در الگوی $MSIAH(2)-VAR(1)$

منبع: یافته‌های پژوهش

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

بعد از برآورد الگوهای خودتوضیح برداری خطی و غیرخطی می‌توان توابع عکس‌العمل آنی را استخراج کرد. نمودار (۲) توابع عکس‌العمل آنی هر دو الگو را نشان می‌دهد. در این نمودار واکنش قیمت جهانی مواد غذایی و شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران به تکانه وارده از قیمت جهانی مواد غذایی نمایش داده شده است.

عکس‌العمل قیمت جهانی مواد غذایی به تکانه
عکس‌العمل شاخص قیمت مصرف‌کننده به تکانه قیمت جهانی



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 واکنش‌ها 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 تقریباً 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 می‌دهد که اثرپذیری قیمت‌های 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 می‌گیرد. 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 می‌رسد. 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 مصرف‌کننده

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 با بحران قیمت جهانی مواد غذایی در دهه گذشته همزمان است. از این رو می‌توان گفت در طول سال‌هایی که تکانه‌های شدید قیمت مواد غذایی در بازارهای جهانی به وقوع پیوسته، میزان عبور این تکانه‌ها به بازارهای داخلی زیاد بوده و بعد از دو سال با عبور کامل قیمت فاصله اندکی داشته است. یک تکانه خارجی مهم دیگر که همواره قیمت‌های داخلی را در ایران تحت تأثیر قرار داده، نوسانات شدید قیمت نفت بوده است. در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ که در رژیم دوم قرار دارند، قیمت نفت به بیش از صد دلار رسید. تبعات ناشی از افزایش درآمدهای نفتی 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 اقتصاد ایران و به ویژه تجارت خارجی را در طول سال‌های گذشته تحت تأثیر قرار داده بود، اعمال تحریم‌های یک جانبه علیه ایران است که با افزایش هزینه معاملات تجاری و انتقال ارز و کالا به داخل کشور منجر به افزایش قیمت‌های داخلی شد؛ به خصوص برای کالاهایی که در فرایند تولید آنها وابستگی به کالاهای واسطه وارداتی وجود دارد.

علاوه بر عوامل خارجی ذکر شده که باعث افزایش عبور قیمت‌های جهانی به قیمت‌های داخلی در رژیم دوم شده است؛ باید به رویدادهای داخلی اقتصاد در این دوره نیز پرداخته شود. یکی از رویدادهای مهم در این دوره اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها بود. با اجرای این قانون و پرداخت نقدی یارانه به خانوارها، اقتصاد ایران شاهد رشد سریع نقدینگی بود که نقدینگی خود یکی از عوامل مهم زمینه‌ساز برای افزایش قیمت‌ها و بروز فضای تورمی در اقتصاد کشور است. دیگر تکانه مهم داخلی تکانه ارزی شدید سال ۹۲-۱۳۹۱ بود که با افزایش قیمت مواد غذایی و نهاده‌های وارداتی منجر به افزایش قیمت مصرف‌کننده در کشور شد. در این مورد باید به این نکته توجه شود که حجم واردات محصولات و نهاده‌های کشاورزی ایران قابل توجه است و بر اساس گزارش سالانه بانک مرکزی در سال ۱۳۹۱ حدود ۲۲/۱ میلیون تن محصولات مختلف کشاورزی به ارزش ۱۴/۳ میلیارد دلار وارد کشور شده است. یعنی با افزایش نرخ ارز، تورم وارداتی به کشور افزایش یافته و در نتیجه عبور قیمت‌های جهانی به قیمت‌های داخلی قابل توجه بوده است. در مجموع می‌توان اظهار داشت 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 مصرف‌کنندگان مورد توجه سیاستگذاران در کشور بوده است. یکی از عواملی که دسترسی به مواد غذایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد بحران‌های 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 مصرف‌کننده در ایران اندازه‌گیری 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 قیمت‌های داخلی در ایران عبور می‌کند. میزان عبور در رژیم دوم نسبت به رژیم اول در دوره‌های بعدی نیز بیشتر بوده و در پایان فصل ششم به ۵۹ درصد می‌رسد 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 رژیم‌ها حاکی از این است که رویدادهایی مانند بحران جهانی قیمت مواد غذایی، نوسانات شدید قیمت نفت، واردات زیاد مواد غذایی و نهاده‌های کشاورزی و دامی، اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها، تکانه ارزی و اعمال تحریم‌ها از جمله عوامل تشدیدکننده عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی در رژیم دوم بوده است. با توجه به اینکه افزایش بی‌رویه قیمت‌های داخلی می‌تواند مانع مهمی در راستای رشد و توسعه کشور باشد؛ لذا سیاستگذاران اقتصادی با بکارگیری سیاست‌های کاهش تورم می‌توانند میزان عبور قیمت‌های جهانی به قیمت‌های داخلی را محدود کنند.

فهرست منابع

۱. اصغری‌پور، 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. پیش‌بهار، اسماعیل، و باغستانی، مریم (۱۳۹۳). بررسی اثرات اقتصادی شوک‌های قیمتی نفت و مواد غذایی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۴(۳)، 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*، ۷(۴)، ۱-۲۱.
 ۴. لشکری، محمد، ابوالحسنی، اصغر، اصغری‌پور، 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.

