

مقایسه الگوهای خطی و غیر خطی در ارزیابی عبور قیمت

جهانی به قیمت داخلی مواد غذایی در ایران

ابراهیم جاودان، اسماعیل پیش بهار، جعفر حقیقت، رسول محمدرضایی^۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۱/۲۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۹/۰۲

چکیده

در دهه گذشته، بحران قیمت جهانی مواد غذایی و عبور آن به قیمت‌های داخلی مواد غذایی مورد توجه خاص پژوهشگران و سیاستگذاران کشورهای در حال توسعه قرار گرفته است. در این بررسی، با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی در دوره ۱۳۶۹:۱-۱۳۹۱:۴ الگوهای خودتوضیح برداری و خودتوضیح برداری مارکوف سوئیچینگ برآورد شده و سپس توابع واکنش آنی مربوط به هر الگو به منظور اندازه‌گیری میزان عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به قیمت داخلی مواد غذایی در ایران استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون‌های تشخیصی، الگوی $MSIAH(2)-VAR(1)$ نسبت به الگوی خطی VAR برازش مناسبی برای داده‌ها ارائه می‌کند. نتایج نشان داد، مقدار عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مواد غذایی در ایران در رژیم‌های اول و دوم پس از چهار فصل به ترتیب برابر $0/15$ و $0/40$ است. بنابراین میزان عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت داخلی مواد غذایی پس از بحران جهانی قیمت مواد غذایی نسبت به پیش از آن بیشتر بوده است. این یافته‌ها گویای این است که باید توجه زیادی به مقدار عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی در طراحی سیاست‌ها صورت گیرد. سیاستگذاران می‌توانند اثر عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی را با به کارگیری سیاست‌های مهار تورم و افزایش نسبی ارزش پول ملی کاهش دهند.

طبقه‌بندی JEL: Q18, E31, C22

واژه‌های کلیدی: اثر عبور، قیمت‌های جهانی، قیمت‌های داخلی، مواد غذایی.

^۱ به ترتیب: دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی (نویسنده مسئول)، استاد گروه اقتصاد و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز.

مقدمه

قیمت جهانی مواد غذایی به طور شایان توجهی در طول سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۷ و ۲۰۱۱-۲۰۱۰ افزایش یافت. در فصل دوم سال ۲۰۰۸، شاخص قیمت جهانی مواد غذایی در مقایسه با اوایل دهه ۲۰۰۰ سه برابر شد. تکانه دوباره قیمت مواد غذایی در ماه اوت ۲۰۱۰ آغاز شد (ون بران و تادس، ۲۰۱۲). همزمان با رشد شدید قیمت‌های جهانی، قیمت مواد غذایی در ایران نیز رشد فزاینده‌ای را تجربه کرد. در دوره هشت ساله ۹۲-۱۳۸۵ که بحران جهانی قیمت مواد غذایی رخ داد، قیمت مواد غذایی در بخش شهری ایران به طور میانگین سالانه ۲۸/۴ درصد رشد داشته است. مشابه روند جهانی، رشد قیمت در سال ۱۳۸۸ کند شده و به ۱۲/۸ درصد رسید. اما دوباره روند قیمت‌ها صعودی شده و در سال ۱۳۸۹ رشد ۲۴ درصدی تجربه شده است. در بخش روستایی میانگین نرخ رشد قیمت خوراکی‌ها در دوره مشابه ۳۱/۶ درصد بوده که بیشترین میزان رشد در این بخش در سال ۱۳۹۰ و برابر ۵۰/۸ درصد رخ داده است. همزمان با کاهش نسبی قیمت‌های جهانی در سال ۱۳۸۸، قیمت مواد غذایی در بخش روستایی نیز با رشد ۱۱/۴ درصدی نسبت به سال پیش (۱۳۸۷)، کاهش ۲۵ درصدی در رشد داشت. اما از سال ۱۳۸۹ با ادامه بحران قیمت جهانی، نرخ رشد قیمت در بخش روستایی نیز شتاب گرفت.

بررسی‌های اخیر، تغییرپذیری‌های شدید آب و هوا، تقاضای روزافزون برای مواد غذایی به عنوان نهاده در فرآیند تولید سوخت‌های زیستی، افزایش قیمت انرژی، افزایش مصرف گوشت در اقتصادهای نوظهور، نوسان‌های نرخ ارز، سطوح پایین ذخایر غذایی را از جمله مهم‌ترین عامل‌های افزایش قیمت مواد غذایی بر شمرده‌اند (یانگ و همکاران، ۲۰۱۵). افزایش قیمت جهانی مواد غذایی اصلی یک تهدید جدی برای توسعه جهانی است. افزایش سریع در قیمت‌های جهانی، افزایش شایان توجه فقر، کاهش سطح تغذیه و محدود شدن بهره‌مندی از خدماتی چون آموزش و بهداشت را در پی دارد. همه این موارد اثرگذاری منفی بر رشد اقتصاد جهانی در آینده دارد (ایوانیچ و مارتین، ۲۰۱۴). بر خلاف کشورهای پیشرفته، غذا سهم بالایی از سبد مصرفی خانوارها را در کشورهای در حال توسعه به خود اختصاص داده است و به سادگی با کالاهای دیگر جایگزین نمی‌شود. تورم بالا و پایدار قیمت مواد غذایی، چالش‌های جدی برای سیاستگذاران در هر دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه ایجاد کرده است. در نیمه دوم دهه ۲۰۱۰ میلادی، افزایش شدید قیمت مواد غذایی منجر به افزایش

مقایسه الگوهای خطی و غیر خطی...۱۰۳

شمار فقرا در جهان شد که از این نظر تفاوت‌های شایان توجهی بین کشورها وجود دارد. افزایش اخیر قیمت جهانی مواد غذایی در دهه ۲۰۱۰ میلادی تأثیر زیادی بر تورم در کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای نوظهور داشته است (کاتانو و چانگ، ۲۰۱۵؛ ایوانیچ و همکاران، ۲۰۱۲؛ فوجی، ۲۰۱۳؛ فورکری و همکاران، ۲۰۱۵). از این رو، تورم قیمت مواد غذایی و عامل‌های تعیین‌کننده آن توجه سیاستگذاران و پژوهشگران را به ویژه در کشورهای در حال توسعه به خود جلب کرده است.

بخش کشاورزی ایران در مناسبات خود با بازارهای جهانی، از یک سو به عنوان صادرکننده عمده محصولاتی چون پسته، زعفران، کشمش و خرما به شمار می‌آید و از سوی دیگر به عنوان واردکننده گندم، برنج، دانه‌های روغنی و نهاده‌های دامی مطرح است. بنا بر گزارش سالانه بانک مرکزی در سال ۱۳۹۱ میزان ۴/۵ میلیون تن انواع کالاهای کشاورزی به ارزش ۶ میلیارد دلار از ایران صادر شده است. در مقابل در همین سال حدود ۲۲/۱ میلیون تن محصولات مختلف کشاورزی به ارزش ۱۴/۳ میلیارد دلار نیز وارد شده است. آنچه که روشن است با این حجم مبادلات، بازار داخلی محصولات کشاورزی و غذایی تحت تأثیر دگرگونی‌های بازارهای جهانی خواهد بود. یکی از مصادیق عمده در این زمینه، اثرپذیری قیمت داخلی مواد غذایی و محصولات کشاورزی از قیمت‌های جهانی است. با توجه به تورم بالای قیمت جهانی مواد غذایی در دهه گذشته، بررسی اثرپذیری قیمت‌های داخلی مواد غذایی از قیمت جهانی می‌تواند شواهد مناسبی برای تحلیل تورم قیمت مواد غذایی در ایران ارائه دهد. درباره انتقال قیمت‌های جهانی به قیمت‌های داخلی مواد غذایی به ویژه در سطوح کالاها بررسی‌های متنوعی در کشور به چشم می‌خورد. اما در نگاه کلان به موضوع، یک رویکرد جدید بر مبنای تئوری عبور^۱ در مطالعات اخیر مورد توجه قرار گرفته است. در داخل کشور پژوهش خاصی به چشم نمی‌خورد که به عبور قیمت‌های جهانی به قیمت‌های داخلی مواد غذایی در سطح کلان بپردازد. به دلیل آثار منفی اقتصادی و اجتماعی افزایش افسار گسیخته قیمت مواد غذایی، عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی کانون تمرکز بررسی‌های اخیر بوده است. این پژوهش نیز با هدف پر کردن خلأ موجود شکل گرفته و تلاش دارد با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی و الگوی

^۱ Pass-Through

خودتوضیح برداری خطی^۱ (VAR) و غیرخطی مارکوف سوئیچینگ^۲ (MS-VAR) به ارزیابی میزان عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت داخلی آن در ایران بپردازد.

در ادبیات مربوط به عبور قیمت‌ها، نخستین بررسی‌ها مربوط به عبور نرخ ارز می‌باشند. بررسی‌های مربوط به عبور نرخ ارز گستره بسیار بالایی داشته و پژوهشگران داخلی نیز در این زمینه فعالیت چشمگیری داشته‌اند. بافس و گاردنر (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که یک رهیافت برای بررسی ارتباط بین قیمت‌های وارداتی و داخلی، اثر (کشش) عبور نرخ ارز است؛ به این معنی که قیمت کالای وارداتی بر مبنای پول داخلی چه واکنشی به تغییر نرخ ارز نشان می‌دهد. در بررسی‌های اخیر برای بررسی ارتباط بین قیمت‌های جهانی و قیمت‌های داخلی، رهیافت عبور قیمت مورد توجه بوده است. بکرز و همکاران (۲۰۱۳) در نتایج بررسی خود بیان داشته‌اند، نرخ عبور قیمت مواد غذایی بیانگر این است که قیمت داخلی مواد غذایی تا چه حدی تغییرات قیمت جهانی مواد غذایی را دنبال می‌کند؟ بر اساس نتایج بررسی جونگ و وانج و پارک (۲۰۱۱) نرخ بالای عبور بیانگر این است که تکانه قیمت‌های جهانی از تعیین‌کننده‌های مهم تورم می‌باشد. به عبارت دیگر، نرخ‌های پایین عبور نشان می‌دهد که قیمت‌های داخلی تا حد زیادی مستقل از تکانه‌های قیمت‌های جهانی هستند و در مقابل به عامل‌های دیگری چون تقاضای کل و سیاست‌های پولی وابسته هستند. در ادامه بحث به مرور یافته‌های برخی پژوهش‌های صورت گرفته در این زمینه پرداخته می‌شود.

جلیل و ضیا (۲۰۱۱) در ارزیابی تأثیر تکانه‌های بین‌المللی قیمت مواد غذایی بر تورم داخلی در کشورهای برزیل، شیلی، کلمبیا، مکزیک و پرو در دهه گذشته به این نتیجه دست یافتند، با توجه به شرایط این کشورها، عبور تغییرات جهانی قیمت مواد غذایی به تورم کل بین یک تا شش فصل طول می‌کشد. جونگ و وانج و پارک (۲۰۱۱) از داده‌های فصلی و الگوی خودتوضیح برداری در بررسی عبور قیمت جهانی مواد غذایی و تکانه‌های نفتی به تورم در نه کشور در حال توسعه آسیایی استفاده کردند. یافته‌های پژوهش نشان داد، مقدار عبور قیمت جهانی مواد غذایی و قیمت نفت به تورم این کشورها محدود است و سیاست‌هایی مانند پرداخت یارانه و تثبیت قیمت‌ها در کاهش میزان عبور قیمت‌های یاد شده مؤثر هستند. گلوس و اوستیوگوا (۲۰۱۲) نشان دادند در کشورهای با سهم بالای مواد غذایی

^۱ Vector Auto-Regressive

^۲ Markov Switching Vector Auto-Regressive

مقایسه الگوهای خطی و غیر خطی... ۱۰۵

در سبد مصرفی خانوارها، شدت بالای مصرف انرژی و پیشینه گذشته تورم، تکانه‌های جهانی قیمت اثر معنی‌دارتری بر تورم داخلی دارند. دوروال و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهش خود پیشنهاد کردند، قیمت جهانی مواد غذایی و تولید داخلی محصولات کشاورزی باید به عنوان مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های تورم در کشورهای در حال توسعه با سهم بالای غذا در سبد مصرفی مدنظر قرار گیرد.

بکرز و همکاران (۲۰۱۳) اثرگذاری عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی را در ۱۴۷ کشور ارزیابی کردند. نتایج نشان داد، سرعت عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به قیمت نهایی مصرف‌کننده در کشورهای با درآمد بالا، متوسط و کم به ترتیب ۰/۱۲، ۰/۲۵ و ۰/۲۹ است. لی و پارک (۲۰۱۳) با استفاده از رهیافت داده‌های ترکیبی اثر قیمت‌های جهانی مواد غذایی و نوسانات آن را بر قیمت داخلی مواد غذایی در ۷۲ کشور در دوره ۲۰۱۱-۲۰۰۰ بررسی کردند. بنا بر یافته‌های این پژوهش، تورم داخلی قیمت مواد غذایی در آسیا ارتباط محکمی با وقفه‌های تورم قیمت جهانی مواد غذایی دارد. سیواراجاسینگام و بالامورالی (۲۰۱۴) عبور تورم جهانی قیمت مواد غذایی را در سریلانکا اندازه گرفتند. بر این اساس، عبور قیمت جهانی مواد غذایی اثر معنی‌داری بر قیمت مواد غذایی و تورم کل سریلانکا دارد. میساتی و مونن (۲۰۱۵) در ارزیابی اثرگذاری عبور قیمت مواد غذایی به تورم در کنیا به این نتیجه رسیدند، 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 (۲۰۱۵) به ارزیابی عبور قیمت مواد غذایی به تورم در کشورهای حوزه MENA^۱ پرداختند. در این پژوهش تأثیر معنی‌دار قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم کشورهای یادشده تأیید شد.

بخشوده (۱۳۸۶) انتقال قیمت‌های جهانی به بازار داخلی محصولات منتخب شامل گوشت گاو، گوشت گوسفند، گوشت مرغ، حبوبات، برنج، گندم و چای را بررسی کرد. نتایج این پژوهش نشان داد که در ایران، تولید داخلی و واردات محصولاتی مانند گوشت گاو، گوشت مرغ و گندم جانشین ولی چای و حبوبات وارداتی مکمل تولید داخلی آنها تلقی می‌شوند. یوسفی متقاعد و مقدسی (۱۳۹۲) با روش پیشینه‌سازی آنتروپی، انتقال قیمت‌های جهانی گندم، جو و برنج به بازار داخلی را بررسی کردند. نتایج نشان داد، نوسان قیمت‌های جهانی در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت به بازار داخلی این محصولات انتقال می‌یابد. پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۲) نشان دادند، عبور نرخ ارز به شاخص قیمت

^۱ Middle East and North Africa region

مواد غذایی ناقص بوده و کشش عبور نرخ ارز در کوتاه‌مدت حدود ۳ درصد و در بلندمدت حدود ۶ درصد می‌باشد. پیش‌بهار و باغستانی (۱۳۹۳) در نتایج پژوهش خود نشان دادند، حدود ۵ درصد از تغییرات تورم، ناشی از تکانه قیمت جهانی مواد غذایی می‌باشد.

لیانی و همکاران (۱۳۹۴) در بررسی چگونگی انتقال قیمت جهانی غلات به بازارهای داخلی این محصولات با استفاده از کشش‌های جانیشینی 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. شعبان‌زاده و همکاران (۱۳۹۴) در بررسی انتقال قیمت‌های جهانی به بازارهای داخلی محصولات کشاورزی شامل گندم، جو، برنج، ذرت، کنجاله سویا، روغن (سویا و آفتابگردان)، شکر، تخم مرغ، گوشت مرغ و گوشت قرمز با برآورد کشش آرمینگتون و ارزی نشان دادند، قیمت‌های جهانی در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت به بازار داخلی انتقال می‌یابد. جاودان و همکاران (۱۳۹۴) در بررسی اثرپذیری قیمت مواد غذایی از تکانه‌های قیمت جهانی نفت به این نتیجه دست یافتند، اثرگذاری تکانه‌های مثبت و منفی قیمت جهانی نفت بر قیمت مواد غذایی هم جهت است و هر دو باعث افزایش قیمت مواد غذایی در ایران می‌شوند.

با وجود ادبیات به نسبت گسترده جهانی در مورد عبور قیمت مواد غذایی در سال‌های اخیر، نتایج کمی بررسی‌ها با توجه به تفاوت در داده‌ها، دوره زمانی پژوهش و روش‌های برآورد، متفاوت از هم هستند. در جمع‌بندی بررسی‌های اخیر در این زمینه می‌توان به نتایج بررسی فروچی و همکاران (۲۰۱۰) بسنده کرد که نتایج بررسی‌های اخیر را از منظر کیفی به شکل زیر خلاصه کرده‌اند:

- عبور قیمت‌های مواد غذایی با توجه به نوع گروه کالایی مورد بررسی متفاوت است.
- عبور قیمت‌های مواد غذایی در بین کشورها متفاوت است. بنا بر نتایج بررسی‌ها، میزان عبور در بازار کشورهای در حال توسعه سه برابر اقتصادهای پیشرفته است.
- میزان عبور قیمت در طول زمان متفاوت است.
- میزان عبور به قیمت‌های تولیدکننده نسبت به قیمت‌های مصرف‌کننده بیشتر است.
- عبور قیمت‌های مواد غذایی نامتقارن است.

با وجود اینکه اثرگذاری قیمت‌های جهانی بر قیمت‌های داخلی محصولات کشاورزی و غذایی در برخی پژوهش‌های داخلی مورد توجه قرار گرفته است؛ اما در این زمینه به رابطه غیرخطی بین متغیرها و

مقایسه الگوهای خطی و غیر خطی... ۱۰۷

تغییر میزان عبور قیمت‌های جهانی در دوره‌های مختلف زمانی توجه خاصی صورت نگرفته است. از این رو، این بررسی تلاش دارد تفاوت احتمالی در میزان عبور قیمت در مقاطع زمانی مورد بررسی را با استفاده از الگوهای خطی و غیرخطی تجزیه و تحلیل کند.

روش تحقیق

در ادبیات تحقیق، روش‌های متنوعی برای ارزیابی ارتباط بلندمدت بین سری‌های قیمت تحت عنوان انتقال قیمت و بر مبنای قانون قیمت واحد استفاده شده است. چنانچه پیشتر اشاره شد، در بررسی‌های اخیر به بحث عبور قیمت‌های جهانی به قیمت‌های داخلی در کشورهای مختلف به عنوان رویکردی جدید توجه شده است که تأکید بخش مهمی از این بررسی‌ها بر قیمت مواد غذایی است. از این رو، در این پژوهش به منظور بررسی اثرگذاری عبور قیمت‌های جهانی مواد غذایی به شاخص قیمت مواد غذایی در ایران از الگوی پژوهش جلیل و ضیا (۲۰۱۱) استفاده می‌شود:

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

که y_t یک بردار شامل متغیرهایی است که در زمان t یک سیستم را تشکیل می‌دهند. d مقدار ثابت و A_i ماتریس ضرایب و u_t جزء خطا می‌باشد. بردار y_t دارای تصریح زیر است.

$$y_t = (lwfp_i \ lav \ lfpi \ ler) \quad (2)$$

$lwfp_i$ لگاریتم طبیعی شاخص قیمت جهانی مواد غذایی، lav لگاریتم طبیعی ارزش افزوده بخش کشاورزی، $lfpi$ لگاریتم طبیعی شاخص قیمت داخلی مواد غذایی و ler لگاریتم نرخ ارز می‌باشد.

در این بررسی الگوی یاد شده با استفاده از روش‌های VAR و $MS-VAR$ برآورد می‌شود. الگوی VAR برای کل دوره ضرایب ثابتی گزارش می‌کند، ولی در الگوی $MS-VAR$ پس از اثبات غیرخطی بودن الگو و شناسایی شمار بهینه رژیم‌ها، ضرایب متفاوتی برای هر رژیم شناسایی می‌شود.

رهیافت مارکوف سوئیچینگ به وسیله همیلتون (۱۹۹۰) ارائه شده و بعدها توسط کرالزیک (۱۹۹۷) و (۱۹۹۹) به الگوهای چند متغیره $MS-VAR$ و $MS-VEC$ توسعه یافتند. الگوی $MS-VAR$ را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$y_t = \alpha(s_t) + \sum_{i=1}^p A_i(s_t) y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

که y_t یک بردار شامل متغیرهای درونزا، α بردار عرض از مبدأ، A_t ماتریس ضرایب، s_t بیانگر رژیم در زمان t و ε_t بیانگر جزء خطا است. در این رابطه، 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 پیروی می‌کند که با احتمالات انتقال تعریف می‌شود (کرالزیک، ۲۰۰۱):

$$p_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\} \quad (4)$$

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

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \dots & p_{MM} \end{bmatrix} \quad (5)$$

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 شمار رژیم‌ها و p مرتبه الگوی VAR را نشان می‌دهند.

پس از برآورد الگوهای VAR و $MS-VAR$ و استخراج توابع واکنش آنی می‌توان به محاسبه اثر عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت داخلی مواد غذایی در ایران پرداخت. مقدار عبور قیمت به صورت نسبت مقادیر تجمعی واکنش قیمت داخلی مواد غذایی به تکانه قیمت جهانی مواد غذایی به مقادیر تجمعی واکنش قیمت جهانی مواد غذایی به تکانه خودش اندازه‌گیری می‌شود. این رابطه به صورت زیر قابل ارائه است:

$$PPT = \frac{\Delta FPI_t}{\Delta WFPI_t} \quad (6)$$

در رابطه (۶) صورت کسر بیانگر تغییرپذیری‌های قیمت داخلی مواد غذایی بین دو دوره زمانی و مخرج کسر نیز تغییرپذیری‌های قیمت جهانی مواد غذایی در همان دوره ناشی از تکانه قیمت جهانی مواد غذایی است.

مقایسه الگوهای خطی و غیر خطی... ۱۰۹

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل شاخص قیمت جهانی مواد غذایی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، شاخص قیمت داخلی مواد غذایی و نرخ ارز، دارای تواتر فصلی بوده و از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی ج.ا.ایران، مرکز آمار ایران و بانک اطلاعاتی سازمان خواروبار و کشاورزی ملل متحد (فائو)^۱ استخراج شده‌اند. دوره زمانی بررسی نیز ۴:۱۳۹۱-۱:۱۳۶۹ می‌باشد.

نتایج و بحث

به دلیل استفاده از داده‌های سری زمانی، پیش از برآورد الگو به بررسی ریشه واحد و تعیین وضعیت ایستایی متغیرها پرداخته می‌شود. با توجه به این که داده‌های مورد استفاده در پژوهش دارای تواتر فصلی هستند، از این رو ریشه واحد فصلی نیز مورد توجه قرار گرفت و با انجام آزمون روی متغیرها، ریشه واحد فصلی تنها در مورد ارزش افزوده بخش کشاورزی تأیید شد. به منظور رفع این مشکل از روش TRAMO/SEATS (گومز و مراوال، ۱۹۹۷) برای تعدیل فصلی این متغیر استفاده شد که پس از تعدیل فصلی و تکرار آزمون، وجود ریشه واحد فصلی تأیید نشد. نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد متغیرهای حاضر در الگوی تجربی تحقیق در جدول (۱) ارائه شده است.

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

<i>ler</i>	<i>lav</i>	<i>lfpi</i>	<i>lwfp</i>	متغیرها	آزمون
لگاریتم نرخ ارز	لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی	لگاریتم شاخص قیمت داخلی مواد غذایی	لگاریتم شاخص قیمت جهانی مواد غذایی		
۲۸/۳۳	۲۴/۱۹	۱۷/۸۰	۱۵/۷۳	آماره در سطح	
۲/۵۸***	۲/۲۲***	۴/۰***	۲/۱۰***	آماره در تفاضل مرتبه اول	<i>ERS</i>
<i>I(1)</i>	<i>I(1)</i>	<i>I(1)</i>	<i>I(1)</i>	درجه ایستایی	
-۰/۹۰	-۲/۳۵	-۱/۸۶	-۱/۸۲	آماره در سطح	
-۹/۳۶***	-۹/۸۵***	-۱۰/۳۱***	-۷/۳۳***	آماره در تفاضل مرتبه اول	<i>ADF</i>
<i>I(1)</i>	<i>I(1)</i>	<i>I(1)</i>	<i>I(1)</i>	درجه ایستایی	

منبع: یافته‌های تحقیق
*** بیانگر معنی‌داری در سطح ۱٪ می‌باشد.

نتایج آزمون *ERS* و *ADF* بیانگر این است که همه متغیرها در سطح نایستا بوده و با تفاضل‌گیری مرتبه اول در سطح معنی‌داری ۱٪ ایستا شده‌اند. با توجه به درجه ایستایی یکسان متغیرها، امکان استفاده از الگوی خودتوضیح برداری برای تحلیل عبور قیمت جهانی به قیمت داخلی مواد غذایی

^۱ Food and Agriculture Organization of the United Nations

فراهم است. در ادامه به منظور برآورد الگوهای خودتوضیح برداری خطی و غیرخطی به عنوان ابزار مورد استفاده در ارزیابی میزان عبور قیمت‌ها، مرتبه بهینه الگوی خودتوضیح برداری با استفاده از آماره تشخیصی شوارتز-بیزین برابر یک انتخاب شد. برای اطمینان از وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو، از آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه استفاده شد که نتایج مربوط در جدول (۲) ارائه شده است. بنا بر آماره‌های محاسباتی دو آزمون و سطوح معنی‌داری ارائه شده، نتایج هر دو آزمون وجود دو بردار همجمعی را بین متغیرهای الگو تأیید می‌کند.

جدول (۲) آزمون رابطه همجمعی بین متغیرهای الگو

آزمون حداکثر مقدار ویژه		آزمون اثر		فرضیه صفر
سطح معنی‌داری	آماره محاسباتی	سطح معنی‌داری	آماره محاسباتی	(تعداد بردار همجمعی)
۰/۰۷	۲۶/۲۳	۰/۰۰	۵۶/۵۱	۱
۰/۰۴	۲۱/۵۸	۰/۰۴	۳۰/۲۷	۲
۰/۳۷	۸/۰۸	۰/۳۹	۸/۶۹	۳

منبع: یافته‌های تحقیق

ضریب تعیین ۰/۱۹، آماره F با مقدار ۶۹۶۲/۵۴ و معنی‌دار در سطح یک درصد نشان از برآورد مناسب الگوی خودتوضیح برداری دارد. نتایج آزمون همبستگی سریالی بر روی پسماندها با آماره محاسباتی ۲۱/۸۳ و سطح معنی‌داری ۰/۱۴ بیانگر نبود خودهستگی و تأییدی بر درستی وقفه انتخاب شده است. پس نتایج برآورد الگوی خودتوضیح برداری قابلیت اطمینان لازم را داشته و می‌توان در محاسبات بعدی تحقیق استفاده کرد.

در الگوی غیرخطی با توجه به آماره‌های نسبت راستنمایی، AIC و SBC شمار رژیم بهینه برابر دو انتخاب شد. الگوی $MSIAH(2)-VAR(1)$ به عنوان تصریح بهینه انتخاب شد که در آن پارامترهای عرض از مبدأ، ضریب‌های خودتوضیح و واریانس وابسته به رژیم هستند. نتایج برآورد الگوهای خودتوضیح برداری خطی و غیرخطی در جدول (۳) ارائه شده است. بر اساس نتایج، علامت ضریب‌های برآوردی به جز عرض از مبدأ، در الگوهای خطی و غیرخطی باهم یکسان بوده، ولی از نظر مقداری با هم متفاوت هستند. در الگوی غیرخطی بین مقادیر ضریب‌ها در رژیم یک و دو تفاوت وجود دارد. از آنجا که ضریب‌های الگوی خودتوضیح برداری را نمی‌توان همسان حالت عادی تفسیر کرد؛ می‌توان به بیان این نکته اکتفا کرد که وقفه اول متغیرهای شاخص قیمت مواد غذایی، شاخص قیمت جهانی

مقایسه الگوهای خطی و غیر خطی... ۱۱۱

مواد غذایی و نرخ ارز اثرگذاری مثبتی بر شاخص قیمت مواد غذایی دارند. این اثرگذاری در مورد ارزش افزوده بخش کشاورزی منفی است. در مجموع می توان بیان داشت که علامت ضرایب همهانگ با انتظارات تئوریک است.

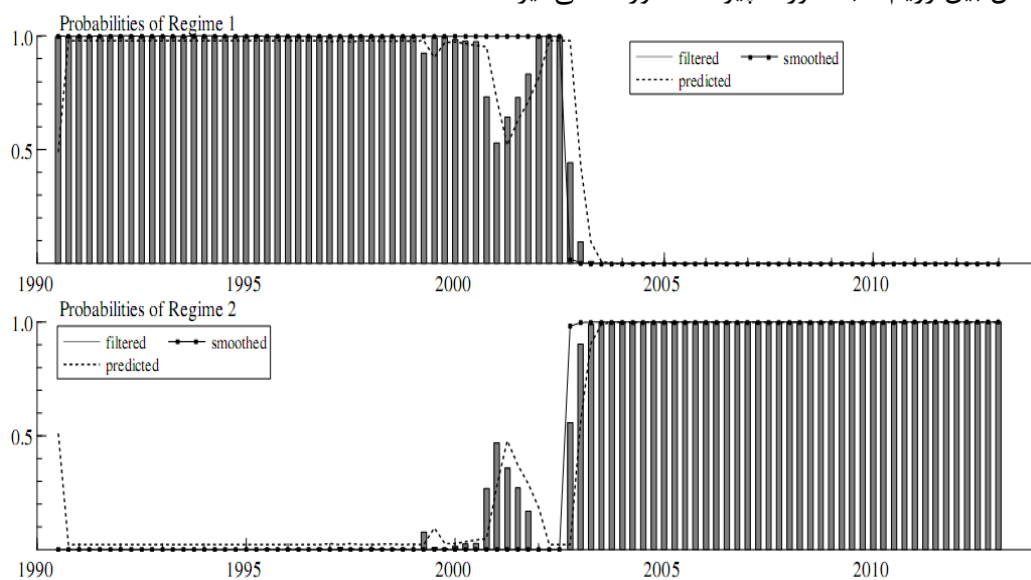
جدول (۳) نتایج برآورد الگوهای VAR و MS-VAR

MSIAH(2)-VAR(1)				VAR		
رژیم دوم		رژیم اول		آماره t	ضریب	
آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	
-۲/۱۳	-۱/۶۷	۰/۷۵	۰/۹۶	-۱/۴۴	-۰/۹۶	عرض از مبدأ
۱۳/۵۹	۰/۸۴	۱۳/۱۰	۰/۹۶	۲۵/۶۶	۰/۹۱	LFPI(-1)
۲/۵۴	۰/۱۹	۰/۶۹	۰/۰۶	۲/۷۵	۰/۱۴	LWFPI(-1)
۳/۳۸	۰/۲۲	۰/۵۳	۰/۰۴	۲/۱۳	۰/۰۹	LER(-1)
-۰/۳۲	-۰/۰۳	-۱/۲۶	-۰/۱۵	-۰/۱۲	-۰/۰۰۸	LAV(-1)
	۰/۰۵		۰/۰۷		-	S.E.
۴۲		۴۹		۹۱		تعداد مشاهدات
۱۳۸۱:۳-۱۳۹۱:۴		۱۳۶۹:۲-۱۳۸۱:۲		۱۳۶۹:۲-۱۳۹۱:۴		دوره زمانی
۴/۹		۵/۳		۵/۱		میانگین تورم فصلی (درصد)
$P_{22} = 1$		$P_{11} = ۰/۹۸$				مقادیر احتمال
Log-likelihood = ۴۹۹ / ۳۳		LR linearity test = ۹۷/۰۹ (۰/۰۰)		Log-likelihood = ۴۵۰ / ۸		-
AIC = -۹/۶۱				AIC = -۹/۴۶		

منبع: یافته‌های تحقیق

با استفاده از نتایج برآوردها می توان الگوی خطی VAR را در مقابل الگوی غیرخطی MS-VAR آزمون کرد. به این منظور از آزمون خطی بودن نسبت راستنمایی استفاده می شود. بنا بر آماره محاسباتی آزمون یاد شده (۹۷/۰۹) که در سطح یک درصد معنی دار است، فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن الگو رد می شود. بنابراین الگوی غیرخطی MS-VAR بر الگوی خطی VAR برتری دارد. الگوی MS-VAR دوره مورد بررسی را به دو مقطع زمانی جداگانه تقسیم می کند. رژیم اول دوره ۱۳۶۹:۲-۱۳۸۱:۲ را در بر می گیرد. میانگین نرخ رشد فصلی قیمت مواد غذایی در این دوره ۵/۳ درصد است. رژیم دوم نیز بازه زمانی ۱۳۸۱:۳-۱۳۹۱:۴ را با میانگین نرخ رشد فصلی ۴/۹ درصد شامل می شود.

نمودار (۱) مقادیر احتمال مربوط به هر رژیم در دوره مربوطه را نشان می‌دهد. چنانچه مشخص است اغلب مقادیر احتمال در هر رژیم نزدیک به یک است و این امر گویای پایداری بالای هر یک از رژیم‌ها است. به گونه‌ای که بنا بر نتایج گزارش شده در جدول (۳) احتمال تغییر وضعیت از رژیم یک به رژیم دو برابر ۰/۰۲ است که احتمال پایینی است. در صورت قرارگیری در رژیم دوم نیز برگشتی به رژیم اول وجود ندارد زیرا احتمال ماندگاری در رژیم دوم برابر یک است. مقادیر و نمودار مربوط به احتمال انتقال بین دو رژیم گویای این است که دو رژیم کاملاً از همدیگر قابل جداسازی هستند و انتقال بین رژیم‌ها به صورت پیوسته صورت نمی‌گیرد.



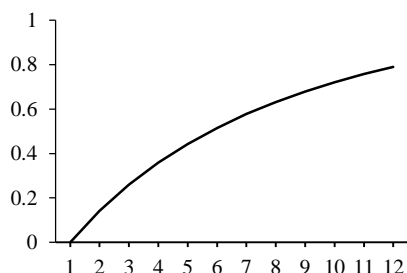
نمودار (۱) مقادیر احتمال مربوط به رژیم‌های اول و دوم

واکنش قیمت داخلی و جهانی مواد غذایی به تکانه یک واحدی در قیمت جهانی مواد غذایی در نمودار (۲) قابل مشاهده است. نتایج بیانگر این است که واکنش قیمت داخلی مواد غذایی به تکانه قیمت جهانی مواد غذایی مثبت و معنی‌دار است. واکنش قیمت داخلی در الگوی خطی روند همسانی با واکنش رژیم اول در الگوی غیرخطی دارد. در صورتی که واکنش رژیم دوم متفاوت از این دو است. مقادیر واکنش که برای دوازده فصل گزارش شده نشان می‌دهد که پاسخ قیمت داخلی به تکانه قیمت جهانی غذا صعودی است و تنها در رژیم دوم این روند پس از شش فصل رو به کاهش می‌گذارد.

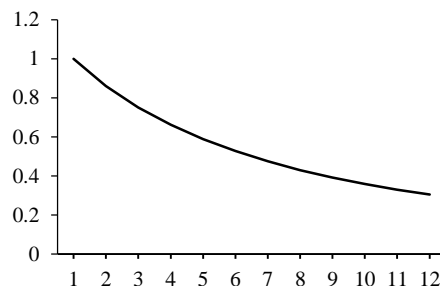
مقایسه الگوهای خطی و غیر خطی... ۱۱۳

واکنش قیمت جهانی مواد غذایی به تکانه خودش نیز در هر سه حالت مثبت بوده ولی با سرعت متفاوتی روند کاهشی دارند.

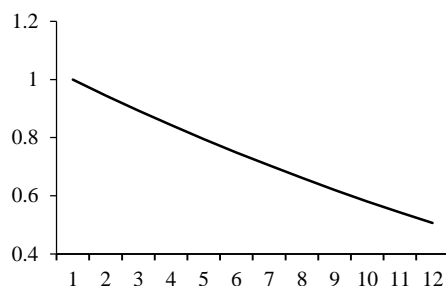
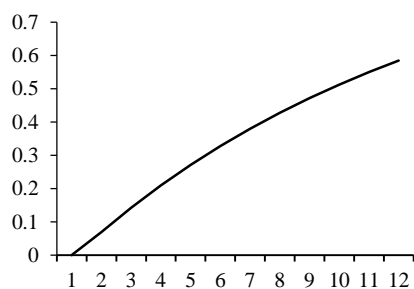
واکنش قیمت داخلی مواد غذایی به تکانه قیمت جهانی



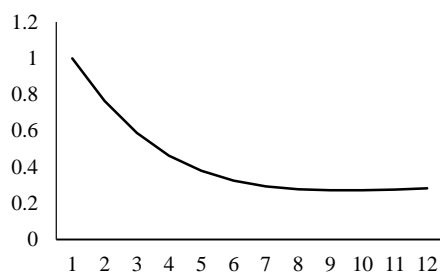
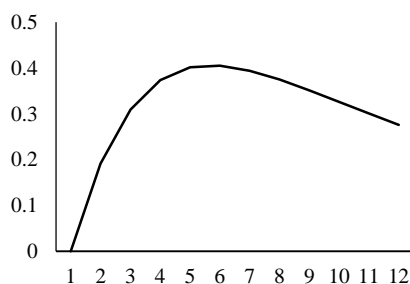
واکنش قیمت جهانی مواد غذایی به تکانه قیمت جهانی



الگوی
VAR



رژیم اول
MS-VAR



رژیم دوم
MS-VAR

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

حال با استفاده از نتایج الگوهای برآوردی و توابع واکنش آنی می‌توان به محاسبه میزان عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت داخلی مواد غذایی در ایران پرداخت. چنانچه در قسمت پیشین بیان شد نسبت واکنش تجمعی قیمت داخلی مواد غذایی به تکانه قیمت جهانی مواد غذایی به واکنش تجمعی

قیمت جهانی مواد غذایی به تکانه خودش بیانگر میزان عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت داخلی آن در دوره مورد نظر است.

نتایج محاسباتی میزان عبور قیمت جهانی به بازار داخلی مواد غذایی در ایران بر حسب الگوها در جدول (۴) گزارش شده است. در الگوی خطی در پایان فصل اول میزان عبور قیمت جهانی به قیمت داخلی ۸ درصد است که پس از دو فصل به ۱۵ درصد می‌رسد. این روند افزایشی ادامه یافته و به مقادیر ۳۱ و ۶۳ درصد در پایان سال اول و دوم می‌رسد. چنانچه آزمون خطی بودن الگو نشان داد نتایج الگوی *MS-VAR* بر الگوی *VAR* برتری دارد. از این رو به تحلیل نتایج این الگو پرداخته می‌شود. در رژیم اول میزان عبور در پایان فصل اول ۴ درصد است که این مقدار به ۱۵ درصد در پایان سال اول می‌رسد. پس از دو سال نیز میزان عبور قیمت برابر با ۳۲ درصد است. در رژیم دوم، میزان عبور قیمت جهانی در پایان فصل اول برابر ۱۱ درصد است که با نرخ رشد بالایی به ۴۰ درصد در پایان سال اول می‌رسد. این میزان در مقایسه با رژیم اول بیش از ۲/۵ برابر شده است. میزان عبور بعد از گذشت دو سال نیز به ۶۴ درصد می‌رسد که دو برابر میزان عبور در رژیم اول است. چنانچه انتظار می‌رفت میزان عبور قیمت بین دو رژیم شناسایی شده به طور شایان توجهی از هم متفاوت هستند. آنچه که روشن است اینکه عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی در ایران شایان توجه است؛ هر چند که این اثر در رژیم‌های شناسایی شده متفاوت بوده و در رژیم دوم به مراتب بیشتر از رژیم اول است. با افزایش صد در صدی در شاخص قیمت جهانی، شاخص قیمت داخلی مواد غذایی در رژیم اول و دوم به ترتیب به میزان ۱۵ و ۴۰ درصد در طول یک سال افزایش می‌یابد.

جدول (۴) میزان عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت داخلی مواد غذایی

الگو	فصل	۱	۲	۳	۴	۸
<i>VAR</i>		۰/۰۸	۰/۱۵	۰/۲۳	۰/۳۱	۰/۶۳
<i>MS-VAR</i> رژیم اول		۰/۰۴	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۱۵	۰/۳۲
<i>MS-VAR</i> رژیم دوم		۰/۱۱	۰/۲۱	۰/۳۱	۰/۴۰	۰/۶۴

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج مربوط به محاسبه میزان عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت داخلی بیانگر این است که شرایط حاکم بر اقتصاد کشور بر میزان اثرپذیری از تکانه‌های اقتصاد جهانی اثرگذاری مستقیمی دارد. در مورد مقادیر عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی و مسیرهای اثرگذاری قیمت‌های

مقایسه الگوهای خطی و غیر خطی... ۱۱۵

جهانی بر قیمت‌های داخلی باید به این نکته مهم توجه کرد که حجم واردات محصولات کشاورزی در ایران شایان توجه است و این فرایند منجر به انتقال تکانه‌های قیمت جهانی محصولات وارداتی به قیمت‌های داخلی می‌شود. با توجه به اینکه ایران افزون بر واردات محصولات نهایی به واردات برخی نهاده‌ها از جمله نهاده‌های دامی نیز نیاز دارد. از این رو مسیر واردات علاوه بر اینکه به طور مستقیم قیمت مواد غذایی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، به طور غیر مستقیم نیز با افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی منجر به افزایش قیمت تمام شده محصولات تولید شده در داخل می‌شود. بنا بر آمار فائو میانگین سالانه واردات کشاورزی ایران در بازه زمانی مربوط به رژیم اول برابر ۲/۸ میلیارد دلار بوده است و در رژیم دوم به ۷/۲ میلیارد دلار در سال افزایش یافته است. لذا افزایش شایان توجه واردات کشاورزی اثرگذاری مستقیمی بر افزایش عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت‌های داخلی داشته است.

افزون بر این تکانه قیمتی مواد غذایی در سال‌های ۲۰۰۷-۰۸ و ۲۰۱۰-۱۱ با اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها و تکانه شدید ارزی در کشور همزمان شد. در این دوره به واسطه افزایش شایان توجه حجم نقدینگی و حاکم شدن انتظارات تورمی بر اقتصاد کشور و افزایش قیمت واردات، زمینه برای اثرپذیری بیشتر از افزایش قیمت‌های جهانی مساعد شد. به صورتی که اقتصاد کشور با تورم بالایی در این دوره روبه‌رو شد و گروه مواد غذایی نیز از این قاعده مستثنی نبود. پس وضعیت تورمی موجود در کشور نیز عامل مهمی در عبور قیمت‌های جهانی به بازار داخلی مواد غذایی است و انتظار می‌رود در نرخ‌های تورمی بالاتر میزان عبور بیشینه شود. در مجموع می‌توان اظهار داشت که کاهش ارزش پول ملی و افزایش وابستگی به واردات منجر به افزایش عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت داخلی در یک دهه گذشته شده است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به افزایش شدید قیمت‌های جهانی مواد غذایی در دهه اول سده بیست و یکم، اثرپذیری قیمت‌های داخلی از تکانه‌های قیمت جهانی مواد غذایی مورد توجه خاص بررسی‌های اخیر قرار گرفته است. نظر به اینکه ایران در طول دهه‌های گذشته با نرخ‌های تورم بالا به عنوان یک چالش جدی در مسیر رشد و توسعه اقتصادی روبه‌رو بوده است، لذا این پژوهش با هدف کنکاش میزان عبور قیمت جهانی مواد غذایی به قیمت داخلی مواد غذایی در ایران شکل گرفته است. در این زمینه با استفاده

از داده‌های سری زمانی فصلی، الگوهای VAR و MS-VAR برآورد شده و با استخراج توابع واکنش آنی، مقدا عبور قیمت‌های جهانی به قیمت‌های داخلی مواد غذایی اندازه‌گیری شد. نتایج این پژوهش نشان داد که الگوی MS-VAR برآورد مناسبی نسبت به الگوی VAR ارائه می‌دهد. بر این پیش از رخداد تکانه جهانی قیمت مواد غذایی (در رژیم اول) میزان عبور قیمت جهانی به قیمت داخلی پس از یک سال برابر ۱۵ درصد است که این مقدار پس از تکانه‌های قیمتی و در رژیم دوم به ۴۰ درصد رسیده است. در یک جمع‌بندی کلی می‌توان اظهار داشت که بنا بر یافته‌های این پژوهش، قیمت جهانی مواد غذایی از عامل‌های اصلی تعیین‌کننده قیمت داخلی مواد غذایی در ایران است که این نتیجه با نتایج اغلب بررسی‌های مرور شده در بخش آغازین نوشتار همخوانی دارد. اما آنچه که مهم است این که شرایط اقتصادی کشور در تضعیف یا تقویت اثرپذیری از قیمت‌های جهانی نقش مهمی ایفا می‌کند و سیاستگذاری کارا تر در این زمینه می‌تواند آسیب‌پذیری اقتصاد در برابر تکانه‌های جهانی را کاهش دهد. با توجه به حاکم بودن فضای تورمی بر اقتصاد کشور و نوسان‌های بالای نرخ ارز در دوره مورد بررسی، پیشنهاد می‌گردد با بکارگیری سیاست‌های مبتنی بر مهار تورم، زمینه برای کاهش اثرپذیری قیمت داخلی مواد غذایی و در پی آن تورم کل اقتصاد از افزایش قیمت‌های جهانی فراهم شود. چرا که یکی از عامل‌های مؤثر بر شکل‌گیری انتظارات تورمی، تغییرات و تکانه‌های قیمت‌های جهانی است. افزون بر این سیاستگذاری در راستای افزایش نسبی ارزش پول ملی می‌تواند از افزایش قیمت مواد غذایی و نهاده‌های وارداتی در داخل کشور جلوگیری کند.

منابع

- بخشوده، م. (۱۳۸۶) انتقال قیمت‌های جهانی به بازارهای داخلی محصولات کشاورزی ایران. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، (۲) ۱.
- پیش بهار، ا. قهرمان‌زاده، م. و عارف عشقی، ط. (۱۳۹۲) بررسی تأثیر عبور نرخ ارز به قیمت مواد غذایی در ایران. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، دوره ۷، (۴): ۲۱-۱.
- پیش بهار، ا. و باغستانی، م. (۱۳۹۳) بررسی اثرات اقتصادی شوک‌های قیمتی نفت و مواد غذایی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۴، (۳): ۶۴-۴۵.
- جاودان، ا. راحلی، ح. و نقدی، ر. (۱۳۹۴) بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مواد غذایی در ایران با تأکید بر تکانه‌های نفتی. *فصلنامه تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، جلد ۷، (۲): ۱۹۵-۱۷۹.

مقایسه الگوهای خطی و غیر خطی... ۱۱۷

شعبانزاده، م. محمودی، ا. و اسنجاری کناری، ر. (۱۳۹۴) بررسی اثر انتقال قیمت‌های جهانی به بازارهای داخلی برای محصولات خاص بخش کشاورزی ایران. *فصلنامه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، جلد ۲۹، شماره ۱: ۶۷-۵۵.

لیانی، ق. قربانیان، ع. و بخشوده، م. (۱۳۹۴) بررسی چگونگی انتقال قیمت جهانی غلات به بازارهای داخلی این محصولات در ایران: کاربرد کشش جانشینی آرمینگتون و کشش ارزی. *فصلنامه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، جلد ۲۹، شماره ۴: ۳۴۴-۳۳۴.

یوسفی متقاعد، ه. و مقدسی، ر. (۱۳۹۲) بررسی انتقال قیمت‌های جهانی به بازار داخلی برخی از محصولات کشاورزی (گندم، جو و برنج)- کاربرد روش حداکثرسازی آنتروپی. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، شماره ۱۷: ۹۹-۸۱.

Baffes, J. and Gardner, B. (2003) the transmission of world commodity prices to domestic markets under policy reforms in developing countries, *Policy Reform* 6 (3): 159-180.

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>

Belke, A. and 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.

Catão, L. A. V. and Chang, R. (2015) World food prices and monetary policy, *Journal of Monetary Economics*, 75(C): 69-88.

Durevall, D. Loening, J. L. and Birru, Y. A. (2013) Inflation dynamics and food prices in Ethiopia, *Journal of Development Economics*, 104: 89-106.

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.

Fujii, T. (2013) Impact of food inflation on poverty in the Philippines. *Food Policy*, 39: 13-27.

Furceri, D. Loungani, P. Simon, J. and Wachter, S. (2015) Global food prices and domestic inflation: some cross-country evidence. IMF Working Paper, WP/15/133.

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

Hamilton, J. D. (1990) Analysis of time series subject to changes in regime, *Journal of Econometrics*, 45: 39-70.

- Ivanic, M. Martin, W. and Zaman, H. (2012) Estimating the short-run poverty impacts of the 2010–11 surge in food prices. *World Development*, 40(11): 2302–2317.
- Ivanic, M. and Martin, W. (2014), Implications of domestic price insulation for global food price behavior, *Journal of International Money and Finance*, 42: 272–288.
- 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 Journal*, 67: 135-179.
- Jongwanich, J. and Park, D. (2011) Inflation in developing Asia: pass-through from global food and oil price shocks. *Asian-Pacific Economic Literature*, 25(1): 79-92.
- Krolzig, H. M. (1997) Markov switching vector autoregressions modelling: statistical inference and application to business cycle analysis. Berlin: Springer.
- 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.
- Krolzig, H. M. (2001) Business cycle measurement in the presence of structural change: international evidence. *International Journal of Forecasting*, 17: 349–368.
- Lee, H. H. and Park, C. Y. (2013) International transmission of food prices and volatilities: a panel analysis. ADB Economics Working Paper Series, No. 373.
- Misati, R. N. and 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.
- Sivarajasingham, S. and 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.
- Von Braun, J. and Tadesse, G. (2012) Global food price volatility and spikes: an overview of costs, causes, and solutions. ZEF- Discussion Papers on Development Policy, No. 161.
- 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.