Doi: 10.22034/IAES.2022.550096.1916

اقتصاد کشاورزی/جلد ۱۶/شماره۳/صفحه های ۷۹-۵۵

ارزیابی رفتار انتقال قیمت نهاده‌ها در بازار برخی محصول‌های کشاورزی

نیوشا نراقی، رضا مقدسی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۱۵. تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۵/۳۰

چکیده

از جمله چالش‌های اصلی و مهم بخش کشاورزی ایران، نوسان‌های قیمت محصول‌های کشاورزی است که نقش پررنگی را در اقتصاد ایفا می‌کند. با توجه به اهمیت نهاده‌ها در بازار قیمت محصول‌های کشاورزی، هدف اصلی این پژوهش بررسی تجربی انتقال قیمت بازار نهاده‌های کشاورزی بر قیمت برخی محصول‌های کشاورزی (گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز) با استفاده از الگوی خود توضیح مارکوف-سوئیچینگ و داده های فصلی در سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۷۰ می‌باشد. در آغاز با بررسی آزمون BDS، الگوی استخراج شده از روش مارکوف-سوئیچینگ نسبت به مدل خطی مناسب‌تر نشان داده شد. نتایج مدل مارکوف-سوئیچینگ نشان داد شاخص قیمت محصول‌ها به دو رژیم نرخ رشد قیمتی پایین و بالا طبقه بندی شده است و قیمت نهاده‌های بذر، کود شیمیایی و سم‌های شیمیایی در دو رژیم بر روی قیمت محصول‌های گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز تاثیرگذارند. نتایج براورد مدل بیانگر وجود تفاوت معناداری میان ضریب متغیرهای هر رژیم بود که این مهم نشانه‌ای از نامتقارن بودن انتقال قیمت نهاده‌ها به بازار قیمت محصول‌های منتخب است. همچنین احتمال پایداری رژیم دوم برای هر سه محصول بالاتر براورد شده است. از این رو، برمبنای نامتقارن بودن انتقال قیمت در این بازار، توصیه مهم سیاستی این پژوهش آن است که سیاستگذاران اقتصادی به منظور ایجاد ثبات قیمت، بایستی به ساماندهی بازار تقاضای نهاده‌ها و سیاست‌های تثبیت قیمت در بازار نهاده‌های کود شیمیایی، سم و بذر و نظارت بیشتر سازمان‌های ذیربط بر سیاست‌های واردات نهاده‌های کشاورزی و چگونگی عرضه و توزیع آن‌ها توجه ویژه‌ای داشته باشند و نبود تقارن در قیمت بازار محصول‌های کشاورزی مورد بررسی را در سیاست‌ها و برنامه‌ریزی‌های خود مدنظر قرار دهند.

طبقه بندی JEL: Q11, Q13, C32, C5

واژگان کلیدی: انتقال قیمت، نهاده های کشاورزی، محصول‌های کشاورزی، مارکوف-سوئیچینگ

[۱] بب ترت ییبد ننآ ممتت دکتری ا تتتد کککککرزی، دد تنی اا(تن ییتنم مممم) گرره اا تتاا، ترریجو ومم زز کککککرزی،ووووعععو ووویق اا، دد تتتتززز زززمی، تههن

Email: r.moghaddasi@srbiau.ac.ir

مقدمه

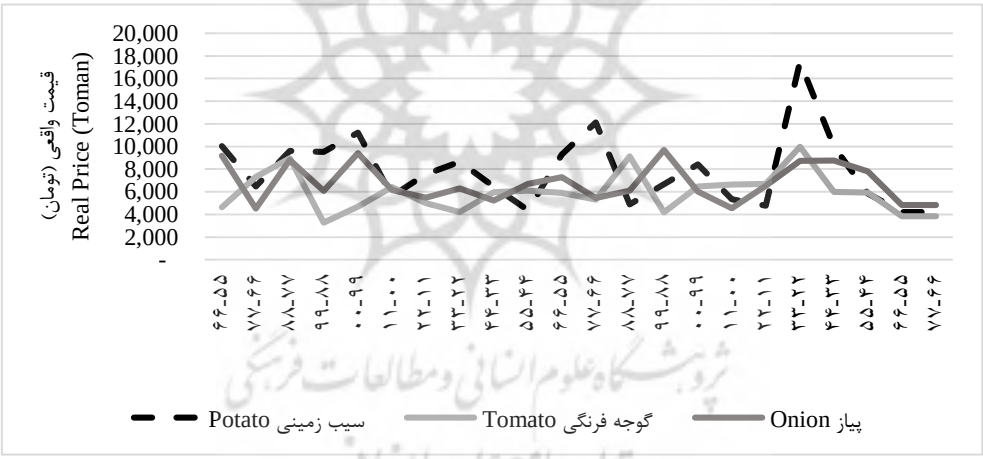
بخش کشاورزی به عنوان بخش مهم و محوری در رشد و توسعه اقتصادی و بخش راهبردی در تامین نیازهای غذایی جمعیت رو به رشد کشور، دارای اهمیت زیادی در برنامه های توسعه کشور است(Pishbahar et al., 2019). ارزش افزوده بخش کشاورزی ایران برابر با ۳۹۷ هزار میلیارد ریال است که حدود ۱۰ درصد از تولید ناخالص داخلی و ۱۵ درصد از صادرات غیر نفتی را به خود اختصاص داده است (Central Bank of the Islamic Republic of Iran , 2021). همچنین نقش قابل توجه بخش کشاورزی در اشتغال (۱۸ درصد)، تأمین مواد غذایی و ارزش کل سرمایه‌گذاری‌های انجام شده که در بخش کشاورزی ایران برابر با ۳۵ هزار میلیارد ریال است، گویای اهمیت این بخش در اقتصاد کلان ملی می‌باشد(Central Bank of the Islamic Republic of Iran, 2021). این سرمایه‌گذاری‌ها هم اکنون به تولید ۱۲۰ میلیون تن محصول‌های کشاورزی که شامل ۸۲ میلیون تن محصول‌های زراعی در کشور می‌باشد، منجر شده است (Ministry of Agriculture-Jahad, 2021). بر این مبنا، بخش کشاورزی از جمله ارکان مهم اقتصاد کلان و امنیت کشور به شمار می‌آید که توجه مسئولان و برنامه‌ریزان به آن معطوف شده است.

اهمیت اقتصادی بخش کشاورزی، به ویژه در کشورهای در حال توسعه (مانند ایران) و نیز وجود نارسایی‌های غذایی و تغذیه‌ای، نگرانی دولت‌ها و حتی سازمان‌های بین المللی را در مورد مسئله قیمت‌های کشاورزی افزایش داده است (1994; Samadipur & Behpour, 2013; Javdan et Mir, al., 2018). بنا بر نتایج پروژه چشم انداز کشاورزی ۲۰۳۰-۲۰۲۱ در سال‌های اخیر قیمت مواد غذایی افزایش داشته و همچنین پیش‌بینی‌ها گویای ادامه روند افزایش قیمت مواد غذایی در سال‌های آتی است (OECD- FAO, 2021). یکی از چالش‌های اصلی و مهم بخش کشاورزی ایران، نوسان‌های قیمت محصول‌های کشاورزی است که نقش پررنگی را در رفاه مصرف‌کنندگان و درآمد تولیدکنندگان ایفا می‌کند(Pejman, 2012). قیمت‌ها، مهم‌ترین تعیین‌کننده‌های سطح درآمد کشاورزان، مبادله‌کنندگان، صادرکنندگان کالاهای کشاورزی و سطح رفاه اقتصادی مصرف‌کنندگان هستند به طوری که تصمیم کشاورزان برای تولید را تحت تاثیر قرار می‌دهند و باعث تغییر تقاضای مصرف‌کنندگان نیز می‌شوند (Pejman, 2012).

از جمله مسئله‌هایی که همواره در بازار محصول‌های کشاورزی در کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران مطرح می‌باشد، انتقال قیمت بازار نهاده بر بازار محصول است. نهاده‌های کشاورزی به دلیل اهمیت زیاد در امر تولید محصول‌های کشاورزی و سهم بسیار بالای یارانه‌ی آنها از کل یارانه‌ی تولیدی، اهمیت ویژه‌ای دارد (Rahmani et al., 2011). در سال ۱۳۹۹ بیش از ۹۰ درصد

یارانه بخش کشاورزی مختص یارانه نهاده‌ها و عامل‌های تولید است. چرا که تأمین و تدارک نهاده‌ها و عامل‌های تولید بر تقویت کمی و کیفی تولیدها و همچنین فرآورده‌های آنها مؤثر است (Central Bank of the Islamic Republic of Iran, 2021). بررسی‌های انجام شده وزارت جهاد کشاورزی نشان می‌دهد، آنچه بر اهمیت بذر، کود شیمیایی و سم‌های شیمیایی به عنوان نهاده‌های اصلی بخش کشاورزی می‌افزاید، آن است که این اقلام به عمده وارداتی بوده و نوسان‌های ناشی از قیمت واردات این محصول‌ها و فرآورده‌های آنها همواره باعث نوسان‌های شدید قیمت محصول یا فرآورده نهایی این بخش شده است (Jalaie et al., 2014).

در بین محصول‌های کشاورزی، محصول‌های سبزی و صیفی به ویژه گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز دارای نوسان‌های قیمتی زیادی هستند. گوجه‌فرنگی به علت دارا بودن ویتامین‌ها و خاصیت پاد اکسایشی (آنتی اکسیدانی) فوق‌العاده‌ای که دارد و از سویی مصرف زیاد سیب‌زمینی و پیاز در سبد غذایی، سبب شده است که در بین خانوارهای ایرانی اهمیت بسیار بالایی داشته باشند و توجه به قیمت و بازار این محصول‌ها بیش از پیش نمایان شود. نمودار (۱) نشان می‌دهد روند قیمت سه محصول یاد شده طی سال‌های اخیر دارای نوسان‌های شدیدی می‌باشد.



منبع: وزارت جهاد کشاورزی ۱۳۹۹

نمودار (۱) روند تغییرپذیری‌های میانگین قیمت واقعی[1] محصول‌ها در سال‌های زراعی ۹۷-۱۳۷۵ در ایران

Figure (1) Changes in average real price of products over by crop years 1996-2018 in Iran

[1] برای اینکه بتوان تغییرپذیری‌های قیمت کالا نشات گرفته از عرضه و تقاضای محصول را تحلیل نمود لازم است اثرگذاری تورم حذف شود. باید قیمت را بر مبنای تورم تعدیل کرد تا اثر تحریف‌کننده تورم بر قیمت کالاهای تولید شده از بین برود. قیمت واقعی یک معیار تعدیل شده نسبت به تورم است که ارزش همه کالاها و خدمات تولید شده طی یک سال را برمبنای قیمت‌های سال پایه نشان می‌دهد. در این پژوهش از شاخص قیمت محصول‌های کشاورزی برای حذف اثر تورم استفاده شده است، اگر چه استفاده از شاخص قیمت محصول‌ها به طور جداگانه منطقی‌تر است اما بدلیل نبود زمینه دسترسی، از جایگزین آن یعنی شاخص قیمت محصول‌های کشاورزی بهره برده شد.

برمبنای آمار منتشر شده از وزارت جهاد کشاورزی، سالانه ۳۵ هزار تن سم‌های کشاورزی در کشور مصرف می‌شود که حدود یک چهارم سم‌های کشاورزی از خارج کشور وارد می‌شود و سه چهارم دیگر توسط مواد اولیه وارداتی، در داخل ترکیب‌بندی (فرموله)، ساخته، بسته بندی و در اختیار کشاورزان قرار می‌گیرد. همچنین تنها ۲ درصد سم‌های کشاورزی در داخل کشور تولید می‌شود و مابقی از طریق واردات تامین می‌شود و سالانه حدود ۱۵۰ میلیون دلار کود شیمیایی وارد کشور می‌شود. افزون بر این وابستگی بخش کشاورزی ایران به بذرهای وارداتی به ویژه بذرهای سبزی و صیفی‌ها ۹۰ درصد گزارش شده است به طوری که سالانه سبب خروج ۱۲۰ تا ۱۴۰ میلیون یورو از کشور می‌شود (Ministry of Agriculture-Jahad, 2021). از سویی برابر آمار اداره گمرک، میزان صادرات محصول‌های گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز در سال ۱۳۹۹ به ترتیب برابر با ۲۳۱، ۹۴ و ۱۰۴ میلیون دلار گزارش شده است (Islamic Republic of Iran Customs Administration, 2021).

با توجه به اینکه بخش کشاورزی وابستگی زیادی به نهاده‌های وارداتی دارد، بنابراین در این راستا قیمت نهاده‌های کشاورزی از عامل‌های تاثیرگذار در قیمت محصول‌های کشاورزی به شمار می‌آیند. بدیهی است روند افزایشی در قیمت محصول‌های کشاورزی باعث کاهش امنیت غذایی می‌شود. از این رو، سیاستگذاران حساسیت زیادی نسبت به تغییرپذیری‌های قیمت محصول‌های کشاورزی از خود نشان می‌دهند (Naraghi et al., 2021). برمبنای گزارش‌های منتشر شده توسط وزارت جهاد کشاورزی، بررسی اقلام هزینه تولید سه محصول گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز در ایران بیانگر آن است که هزینه سه نهاده بذر، کود شیمیایی و سم‌های شیمیایی سهم بالایی از هزینه تولید این سه محصول را به خود اختصاص می‌دهند. این سهم به ترتیب برابر ۶۰، ۶۳ و ۵۸ درصد محاسبه شده است (Ministry of Agriculture-Jahad, 2021). همچنین با توجه به اینکه سیاست آزادسازی قیمت نهاده‌های کشاورزی (کود شیمیایی، سم و بذر) از سال‌ها پیش آغاز شده است بنابراین بررسی موضوع انتقال قیمت نهاده‌های ضروری تولید محصول‌های گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز شامل کود شیمیایی، سم و بذر اهمیت ویژه‌ای پیدا می‌کند.

لذا با توجه به اهمیت نهاده‌های کشاورزی و ارتباط مستقیم آن‌ها با امنیت غذایی، از جمله مسئله‌ای که همواره در بازار محصول‌های کشاورزی در کشورها و از جمله ایران مطرح می‌باشد، چگونگی انتقال نوسان‌های قیمت نهاده‌ها به قیمت محصول‌های کشاورزی است. بر همین مبنا در سال‌های اخیر تحقیقات زیادی به بررسی مسئله انتقال قیمت نهاده‌ها در حوزه کشاورزی

پرداخته‌اند، در ادامه به نتایج برخی از این بررسی‌ها که در راستای هدف‌های این پژوهش می‌باشد، اشاره شده است. در بررسی‌های خارجی در سال‌های اخیر Isik & Ozbugday (2021)، به بررسی ارتباط بین قیمت نهاده‌های کشاورزی و قیمت موادغذایی در ترکیه با استفاده از مدل خودتوضیح با وقفه توزیعی[1] (ARDL) با داده‌های ماهانه بین سال‌های ۲۰۲۰-۲۰۱۵ پرداخته‌اند. تجزیه و تحلیل یافته‌ها یک رابطه بلندمدت و قابل توجه بین قیمت نهاده‌های کشاورزی و قیمت موادغذایی در ترکیه را نشان داد. Kirikkaleli & Darbaz (2021) ، ارتباط علّی بین قیمت انرژی و قیمت مواد غذایی را با روش‌های به نسبت جدید شامل علیت تودا-یاماموتو، علیت فوریه تودا-یاماموتو، و آزمون‌های علیت طیفی BC بررسی کردند. نتایج آزمون نشان داد که بین شاخص قیمت انرژی و شاخص‌های قیمت مواد غذایی (غلات، دیگر غذاها و روغن‌ها) در بسامدهای (فرکانس) مختلف علیت دو طرفه وجود دارد. Odionye et al. (2020) ، انتقال قیمت بازار کود شیمیایی در کشور غنا را با الگوی خودرگرسیون برداری بررسی کردند. آنان در نتایج نشان دادند که انتقال قیمت نهاده کود شیمیایی در غنا نامتقارن و ناکارامد است چرا که سود به صورت نابرابر توزیع می‌شود. به طوری که واردکنندگان دارای سود مثبت اما توزیع‌کنندگان و خرده‌فروشان سود منفی را دارا می‌باشند. Taghzadeh-Hesary et al. (2019)، رابطه‌های بین قیمت بازار موادغذایی با قیمت نهاده‌های انرژی، زمین و دستمزد کارگر را با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری تابلویی (پانل) (Panel-VAR) برای کشورهای منتخب آسیایی بررسی کردند. یافته‌های آنان نشان داد که قیمت نهاده‌ها تأثیر بسزایی بر قیمت مواد غذایی دارند. Janda & Kristoufek (2019)، رابطه بین قیمت سوخت و مواد غذایی را بررسی کردند. نتایج نشان دادند که سیاست‌های سوخت‌های زیستی در سال ۲۰۰۵ منجر به افزایش قابل توجه انتقال قیمت بین سوخت‌های فسیلی و مواد غذایی شده است، که نشان‌دهنده نقش پیشرو قیمت سوخت نسبت به قیمت مواد غذایی است. Etienne et al. (2016)، به بررسی انتقال قیمت و نوسان‌های بین بازارهای گاز طبیعی، کود و ذرت با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری پرداختند. نتایج نشان داد نه تنها رابطه مثبتی بین قیمت ذرت و کود شیمیایی در کوتاه مدت وجود دارد، بلکه هر دو قیمت در بلندمدت نیز واکنش نشان می‌دهند. افزون بر این، نوسان‌های قیمت کود شیمیایی به طور مثبت بر نوسان‌ها در بازار ذرت و بالعکس تأثیر می‌گذارد. Beckman & Riche (2015)، تغییرپذیری‌های رابطه بین قیمت گاز طبیعی، ذرت و کود شیمیایی را بررسی کردند. شواهد اقتصادسنجی از این کار نشان داد که پس از سال

[1] Autoregressive-distributed lag

۲۰۰۸ رابطه بین کود اوره و قیمت ذرت افزایش یافته است. افزون بر این، نتایج بدست آمده نشان دهنده وجود قدرت بازار در بخش کود اوره بود. Elser et al. (2014)، نوسان‌های قیمت مواد غذایی و نهاده‌ها به ویژه کودهای فسفاته را بررسی کردند. یافته ها نشان داد که قیمت‌های همه کالاهای مورد بررسی بین سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۹ دارای نوسان‌های قابل‌توجهی بودند و وجود انتقال قیمت نامتقارن نهاده کود شیمیایی، به‌ویژه سنگ فسفات را نشان دادند. Thapa (2011)، به بررسی انتقال قیمت بازار داخلی نپال به بازار بین‌المللی (جهانی و هند) دو نوع کود فسفر و اوره و همچنین رابطه بین تولید محصول و قیمت کود پرداختند. یافته‌های کلی بررسی نشان داد که میزان کل مصرف کودها به رغم افزایش قیمت‌ها در حال افزایش است که منجر به تولید محصول بالاتر در طول زمان می‌شود.

اما بررسی‌های داخلی انجام شده در زمینه بازار نهاده در حوزه کشاورزی بیشتر در زیر مجموعه دام و طیور صورت گرفته است و تنها Moradi & Afsharmanesh (2017) به بررسی تاثیر تکانه (شوک) قیمتی نهاده‌های مورد استفاده در تولید ذرت دانه‌ای شامل زمین، کود، نیروی‌کار، بذر و سم در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۷۸ برای ۱۶ استان کشور با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی[1] (PVAR) پرداختند. نتایج گویای آن بود که نوسان قیمت ذرت تا حدی متاثر از قیمت عامل‌های تولید است.

از سوی دیگر، پژوهش‌های گوناگونی به منظور بررسی انتقال قیمت محصول‌های کشاورزی در سطح‌های مختلف بازار ایران (انتقال قیمت از بازار خرده‌فروشی به عمده‌فروشی و انتقال قیمت از بازار جهانی به بازار داخلی) انجام شده است (Morab & Moghaddasi, 2007; Karami, 2010; Yosofi & Moghaddasi, 2013; Shahiki Tash & Omrani, 2014; Shabanzadeh et al. 2015; Akbari et al., 2016; Omrani et al., 2017; Pishbahar & Alizadeh, 2017; Javdan et al., 2018).

بررسی ادبیات و پیشینه موضوع، بیانگر نبود آشکار بررسی‌های جامعی در این زمینه می‌باشد. در داخل کشور بررسی و ارزیابی مرتبط با انتقال قیمت بازار نهاده‌ها به قیمت محصول‌های کشاورزی بسیار اندک است. بنابراین در این پژوهش، چگونگی انتقال قیمت بازار نهاده‌های کشاورزی به بازار برخی محصول‌های کشاورزی در ایران بررسی شده است که اهمیت این بررسی برای پر کردن این شکاف تحقیقاتی می‌باشد. مروری بر تحقیقات تجربی نشان می‌دهد که در بیشتر آنها، از روش‌های خطی برای بررسی انتقال قیمت در سطح‌های مختلف بازار استفاده شده است که

[1] Panel vector autoregressive model

قادر به نشان دادن تأثیر نامتقارن قیمت نهاده‌ها بر قیمت محصول‌های کشاورزی نبوده‌اند. همچنین، در پژوهش‌هایی که از روش‌های غیرخطی استفاده کرده‌اند تنها تکانه‌های متغیر به صورت برون‌زا بررسی شده است. با توجه به این واقعیت که برخی از متغیرهای اقتصادی برمبنای نظریه‌های اقتصادی و مشاهده‌های تجربی دارای رفتار غیرخطی هستند، لذا می‌توان این گونه متغیرها را به صورت غیرخطی مدلسازی کرد. حال اینکه قیمت، از جمله متغیرهایی است که رفتار غیرخطی دارد و باید برای بررسی رفتار آن از روش‌های اقتصادسنجی غیرخطی بهره جست (Sarbizhan et al., 2013). یکی از رایج ترین مدل‌های غیرخطی که در این زمینه به کار می‌رود مدل مارکوف-سوئیچینگ می‌باشد. مدل مارکوف-سوئیچینگ یک مدل دوره (سری) زمانی غیرخطی معروف است که شامل معادله‌های چندی است و می‌تواند رفتارهای دوره زمانی را در رژیم‌های مختلف مشخص کند. این مدل برای توصیف داده‌های همبسته که الگوهای پویای متمایزی را در طول دوره‌های مختلف نشان می‌دهند مناسب است. بنابراین، با توجه به حساسیت امنیت غذایی و تأثیر نهاده‌های کشاورزی، هدف اصلی این پژوهش توسعه یک مدل اقتصادی و کسب بینشی قابل اعتماد از انتقال قیمت نهاده‌های کشاورزی بر قیمت محصول‌های منتخب کشاورزی با استفاده از رویکرد مارکوف-سوئیچینگ است.

مواد و روش‌ها

رویکرد مارکوف-سوئیچینگ

مارکوف-سوئیچینگ از جمله مشهورترین مدل های سری زمانی غیر خطی می‌باشد. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. علت اینکه از واژه تغییر رژیم استفاده می‌شود این است که یک متغیر سیاستی ممکن است در دوره‌ای از زمان معین دارای یک رفتار و فرآیند باشد و در دوره‌ای دیگر رفتار دیگری از خودش نشان دهد. لذا چنانچه در بررسی فرآیند متغیر مورد نظر، این موضوع نادیده گرفته شود نتایج تورش داری به دست خواهد آمد. برتری الگوی مارکوف سویچینگ در انعطاف‌پذیری آن می‌باشد، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرپذیری‌ها می‌توانند بارها و برای مدت کوتاهی رخ بدهند. در عین حال این مدل به صورت درونزا زمان‌های دقیق تغییرپذیری‌ها و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند (Yingfu, 2007). در مدل‌های غیرخطی فرض بر این است که متغیرهای مدل رفتارهای متفاوتی را در حالت‌های مختلف نشان می‌دهند و تغییر می‌کنند (Mehdiloo, 2015). در برخی از مدل‌های غیرخطی،

تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به صورت ملایم و آهسته انجام می‌گیرد (مانند مدل‌های خودتوضیح با انتقال ملایم (STAR)[1] و شبکه مصنوعی (ANN)[2]) در برخی دیگر از این مـدل‌هـای غیرخطی این انتقال به سرعت انجام می‌گیرد که مدل مـارکوف-سوئیچینگ می‌باشد. مدل مارکوف-سوئیچینگ از جمله مدل‌های سری زمانی غیرخطی است که توسط Hamilton (1989) پیشنهاد شده است. رویکرد مارکوف-سوئیچینگ زمانی سودمند خواهد بود که دوره از حالتی به حالت دیگر تغییر کند و متغیری که باعث تغییرپذیری‌های رژیم می‌شود، قابل مشاهده نباشد (Hamilton, 1989). در این مدل فرض می‌شود رژیمی که در زمان t رخ می‌دهد، قابل مشاهده نبوده و بستگی به یک فرایند غیر قابل مشاهده (s_t) دارد. می‌توان مدل‌های انتقال برای متغیر y_t را به صورت معادله (۱) بیان کرد:

$$y_t = \begin{cases} c_1 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_1 , & s_t = 1 \\ c_2 + \alpha_2 y_{t-1} + \varepsilon_2 , & s_t = 2 \end{cases} \quad (۱)$$

هنگامی s_t فرایند مارکوف را دنبال می‌کند، این مدل را مدل مارکوف-سوئیچینگ می نامند. با فرض اینکه سری زمانی y دارای m رژیم ممکن است که توسط متغیر غیرقابل مشاهده s_t مشخص می‌شود. یک مدل خودتوضیح مارکوف-سوئچینگ (MS-AR) از رژیم‌ها با یک فرآیند AR با مرتبه p به شرح زیر تبیین می‌شود.

$$y_t = \sum_{i=1}^{m} \left[\sum_{j=1}^{p} (\beta_{ij} y_{t-j}) + u_{it} \right] I(s_{t=i}) \quad (۲)$$

$$I_i(s_{t=i}) = \begin{cases} s_t = i \rightarrow 1 \\ s_t \neq i \rightarrow 0 \end{cases}$$

همچنین، $u_t \approx N(0, \sigma^2)$ می‌باشد و s_t نتیجه یک زنجیره مارکوف با N رژیم است و s_t برای همه tها مستقل از u_t است. در مدل ماکوف-سوئیچینگ، ویژگی‌های y_t به صورت مشترک توسط ویژگی‌های ε_t و متغیر s_t تعیین می‌شود. برای داشتن پویایی کامل متغیرها، تشریح احتمال‌های انتقال متغیر s_t از یک وضعیت به وضعیت دیگر ضروری است. زنجیره مرتبه اول مارکوف، این احتمال‌ها را نشان می‌دهد:

$$pr[s_t = j | s_{t-1}, s_{t-2} = k, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots] = pr[s_t = j | s_{t-1} = i] = p_{ij} \quad (۳)$$

[1] Smooth Transition Autoregressive
[2] Artificial Neural Network

انتقال بین وضعیت‌ها یا رژیم‌ها را می‌توان با استفاده از ماتریس احتمال انتقال[1] نشان داد. در مدل ساده که تنها دو رژیم دارد، این ماتریس به صورت رابطه (۴) است:

$$\begin{pmatrix} pr(s_t = 1|s_{t-1} = 1) & pr(s_t = 2|s_{t-1} = 1) \\ pr(s_t = 1|s_{t-1} = 2) & pr(s_t = 2|s_{t-1} = 2) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix} \quad (۴)$$

که در آن $p_{ij}(i,j = 1,2)$، احتمال‌های انتقال $s_t = j$ را نشان می‌دهد، به طوری که $s_{t-1} = i$ و $p_{i1} + p_{i2} = 1$ است. مدل‌های MS-AR بسته به اینکه کدامیک از اجزای معادله وابسته به متغیر وضعیت می‌باشد چند حالت کلی است. آنچه در بررسی و ارزیابی‌های اقتصادی بیشتر مورد توجه است، شامل چهار حالت مدل‌های مارکوف-سوئیچینگ در میانگین (MSM)، عرض از مبدأ (MSI)، ناهمسانی در واریانس (MSA) و فراسنجه‌های (پارامتر) اتورگرسیو (MSH) می‌باشد (krolzig, 1997).

با ترکیب حالت‌های مختلف، می‌توان مدل‌های جزئی تری را به دست آورد که در آن امکان وابستگی اجزای مختلف به رژیم‌ها وجود دارد. بنابراین، برای آن که بتوان بهترین مدل را از میان مدل‌های فوق انتخاب کرد، راهبرد (استراتژی) انتخاب مدل به این شرح خواهد بود: ۱) تعیین خطی یا غیر خطی بودن الگوی داده‌ها با استفاده از آزمون BDS[2] ، ۲) تعیین شمار وقفه و رژیم بهینه برای متغیرهای مدل با استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارتز برای همه حالت‌های ممکن مدل مارکوف-سوئیچینگ، ۳) مقایسه حالت‌های برآورد شده بر مبنای معنادار بودن ضریب‌های وابسته به رژیم، بیشترین میزان تابع حداکثر راستنمایی و حداقل واریانس جمله‌های اخلال، ۴) انتخاب مدل بهینه بر مبنای ویژگی‌های یاد شده (Kazeroni et al., 2012).

آزمون غیرخطی BDS

آزمون نافراسنجه‌ای BDS توسط Brock et al. (1996) به منظور بررسی همبستگی متوالی و ساختار غیرخطی موجود در یک سری زمانی بر مبنای مجموع همبستگی معرفی شد. در این روش، سری زمانی اسکالر x_t که دارای طول N و ابعاد m می‌باشد، در نظر گرفته و سری جدید X_t به صورت $X_t = (x_t, x_{t-\tau}, \dots, x_{t-(m-1)_\tau}), X_t \in R^m$ تولید می‌شود. در شرایط فرض صفر سری زمانی x_t آماره BDS برای $m > 1$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$BDS_{m.M}(r) = \sqrt{M}\ \frac{c_m(r) - c_1^r(r)}{\sigma_{m.M}(r)} \quad (۵)$$

[1] Transition Probability Matrix
[2] Brock, Dechert and Scheinnkman

که در آن M=N-(m-1)، τ شمار نقطه‌های محاط در فضای m بعدی، r شعاع کره‌ای به مرکز X_i، $C_m(r)$ میزان‌های ثابت که توسط Grassberger & Procaccia (1983) ارائه شده است. این آزمون به خوبی برای ارزیابی وجود یک فرایند غیرخطی کلی در سری زمانی انجام می‌گیرد. به دلیل آنکه آماره آزمون BDS دارای توزیع Z می‌باشد لذا برای تصمیم گیری در مورد این آزمون از میزان‌های بحرانی آماره Z در سطح معنی داری ۵٪ و ۱۰٪ و مقایسه آن با آماره محاسبه شده استفاده می‌شود. همچنین درصورت انجام آزمون بر روی پسماند مدل‌های خطی فرضیه آزمون به صورت زیر است:

H_0: خطی بودن

H_1: غیرخطی بودن

به منظور اطلاعات بیشتر در مورد این آزمون، می‌توان به نتایج بررسی‌های Wang et al. (2005) رجوع کرد.

بنابراین به دنبال مدل نظری بالا، برای بررسی چگونگی انتقال نوسان‌های قیمت نهاده‌ها به قیمت محصول‌های کشاورزی منتخب، از یک مدل اقتصادسنجی تجربی (معادله‌های(۶، ۷ و۸)) استفاده می‌کنیم.

$$API\text{-}T_t = a_{s_t} + \beta_1 SPI\text{-}T_{s_t} + \beta_2 PPI_{s_t} + \beta_3 FPI_{s_t} + \varepsilon_t \quad (۶)$$

$$API\text{-}P_t = a_{s_t} + \beta_1 SPI\text{-}P_{s_t} + \beta_2 PPI_{s_t} + \beta_3 FPI_{s_t} + \varepsilon_t \quad (۷)$$

$$API\text{-}O_t = a_{s_t} + \beta_1 SPI\text{-}O_{s_t} + \beta_2 PPI_{s_t} + \beta_3 FPI_{s_t} + \varepsilon_t \quad (۸)$$

در اینجا متغیرهایAPI-T، API-P و API-O به ترتیب شاخص قیمت‌های واقعی گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز را نشان می‌دهند. همچنین متغیرهای SPI-T، SPI-P و SPI-O به ترتیب بیانگر شاخص قیمت‌های واقعی بذر محصول‌های گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز است. FPI و PPI نشان‌دهنده شاخص قیمت واقعی کود شیمیایی و شاخص قیمت واقعی سم‌های شیمیایی می‌باشند. برای برآورد این معادله، مدل MS-AR اجرا شد و برای سنجش قابلیت اطمینان نتایج برآوردی، از برخی آزمون‌های اولیه مانند آزمون ریشه واحد استفاده شده است.

داده‌ها

در این پژوهش برای بررسی انتقال قیمت نهاده‌ها و محصول‌های کشاورزی منتخب در ایران، از داده‌های فصلی ۲۸ سال (از سه ماهه اول سال ۱۳۷۰ تا سه ماهه چهارم سال ۱۳۹۷) استفاده

شده است. در این پژوهش، اطلاعات قیمت واقعی گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز همانند بررسی‌های Bakhshodeh (2004) و Moghaddasi & Bakhsh (2008) بر مبنای قیمت‌های سال ۱۳۹۵ برای کمینه کردن تاثیر تورم تجزیه و تحلیل شده است. داده‌های این تحقیق از اداره آمار اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و وزارت جهاد کشاورزی گردآوری شده و همه برآوردهای این بررسی و ارزیابی توسط نرم افزارهای *EViews 10* و *OxMetrics 7* انجام گرفته است.

آمار توصیفی متغیرها طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۷۰ نشان می‌دهد که میانگین شاخص قیمت گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز به ترتیب ۱۱۹/۲، ۱۱۶/۵ و ۱۱۹ است. همچنین، شاخص قیمت بذر گوجه‌فرنگی با انحراف معیار ۲۷ دارای کمترین نوسان می‌باشد. از سویی شاخص قیمت کود شیمیایی دارای بیشترین نوسان‌ها بوده که نشان دهنده برخی تکانه‌ها بین سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷ است و محدوده میزان‌های آن از ۹ تا ۳۴۷/۷ می‌باشد. خلاصه آمار توصیفی در جدول (۱) مشاهده می‌شود.

جدول (۱) نتایج آمار توصیفی متغیرهای تحقیق طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۷۰

Table (1) Descriptive statistics of data during 1991-2018

انحراف معیار Std. Dev	کمینه Minimum	بیشینه Maximum	میانگین Mean	نماد Symbol	متغیر Variable
43/5	45/9	296/9	119/2	API-T	شاخص قیمت گوجه‌فرنگی Tomato Price Index
37/6	59/9	279/9	116/5	API-P	شاخص قیمت سیب‌زمینی Potato Price Index
38/8	60	280	119	API-O	شاخص قیمت پیاز Onion Price Index
27	19/8	129/9	62/9	SPI-T	شاخص قیمت بذر گوجه‌فرنگی Tomato's Seed Price Index
29/2	33/2	195	98/8	SPI-P	شاخص قیمت بذر سیب‌زمینی Potato's Seed Price Index
28/7	11/7	106/1	34/7	SPI-O	شاخص قیمت بذر پیاز Onion's Seed Price Index
34	72/8	234/2	128/7	PPI	شاخص قیمت سم‌های کشاورزی Pesticide Price Index
48/2	9/6	347/7	77/4	FPI	شاخص قیمت کود شیمیایی Fertilizer Price Index

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research Findings

نتایج و بحث

از آنجا که در این بررسی از داده‌های سری زمانی استفاده می‌شود، لازم است که مانایی متغیرها بررسی شود. در بیشتر مطالعات سری‌های زمانی، وجود ریشه واحد در متغیرهای سری‌های زمانی ممکن است منجر به نتایج رگرسیون‌های جعلی شود و از این رو نتایج به دست آمده گمراه کننده باشد. به همین دلیل در بررسی‌های تجربی سری‌های زمانی، پیش از هر گونه برآورد و تحلیل‌های اقتصادسنجی، ریشه واحد متغیرهای مدل آزمون می‌شود. آزمون ریشه واحد فصلی هِگی (HEGY) متداول‌ترین آزمون برای بررسی ریشه واحد داده‌های فصلی می‌باشد. این آزمون از چارچوب کلی دیکی-فولر پیروی و ریشه واحد فصلی را به طور جداگانه در فراوانی‌های مختلف (بسامد یا فرکانس‌های فصلی و بسامد صفر) بررسی می‌کند؛ اما نکته قابل توجه در بررسی‌ها نشان می‌دهد که نبود زمینه توجه به شکست ساختاری در متغیرهای سری‌های زمانی و وجود تغییرپذیری‌های ساختاری در بین متغیرهای اقتصادی، منجر به نتایج گمراه کننده می‌شود. با توجه به نتایج بررسی‌های اقتصادی، در صورتی که متغیر مورد بررسی تغییرپذیری‌های ساختاری داشته باشد، در آزمون ریشه واحد معمولی شمار بارهای رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد به دلیل لحاظ نکردن شکست ساختاری کاهش می‌یابد. بنابراین در این بررسی از آزمون ریشه واحد غیر خطی برای متغیرها استفاده شد که نتایج آن در جدول (۲) آورده شده است.

جدول (۲) نتایج آزمون لی و استرزیسیچ با دو شکست ساختاری

Table (2) Result of Lee and Strazicich two-break test

سری زمانی	آماره آزمون	شکست ساختاری	
Series	t-statistics	Breaks	
API-T	-4/46**	1378:1	1384:4
API-P	-6/86**	1385:1	1397:4
API-O	-6/12**	1374:2	1377:3
SPI-T	-7/96**	1381:2	1388:3
SPI-P	-8/95**	1379:1	1383:2
SPI-O	-7/57**	1389:1	1396:4
PPI	-4/19**	1370:4	1389:3
FPI	-5/74**	1388:4	1395:2

منبع: یافته‌های تحقیق (** نشان دهنده معنی‌داری در سطح ۵ درصد) Source: Research Findings

نکته: تمامی متغیرها لگاریتم طبیعی می‌باشند.

نتایج آزمون ریشه واحد لی و استرازییسیچ در جدول (۲) گویای آن است که با در نظر گرفتن دو شکست ساختاری، همه متغیرها ایستا می‌باشند. لذا این سری‌های زمانی به صورت غیرخطی ایستا می‌باشند و نیازی به بررسی وجود ارتباط بلندمدت برمبنای آزمون‌های همجمعی وجود ندارد. پس از بررسی ریشه واحد غیرخطی، در مرحله بعدی، آزمون غیرخطی بودن BDS روی باقی‌مانده‌های مدل خطی انجام شد. نتایج این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول (۳) نتایج آزمون BDS

Table (3) Result of BDS test

اندازه Dimension	گوجه‌فرنگی Tomato			سیب‌زمینی Potato			پیاز Onion		
	آماره Z	خطای معیار	آماره آزمون	آماره Z	خطای معیار	آماره آزمون	آماره Z	خطای معیار	آماره آزمون
۱	Z-statistics	Std. Error	BDS Statistic	Z-statistics	Std. Error	BDS Statistic	Z-statistics	Std. Error	BDS Statistic
2	7/328	0/006	0/070**	5/111	0/008	0/074**	8/569	0/009	0/086**
3	10/115	0/010	0/142**	7/514	0/010	0/125**	10/111	0/012	0/129**
4	12/744	0/012	0/179**	9/576	0/010	0/146**	12/863	0/015	0/167**
5	15/529	0/013	0/192**	10/974	0/012	0/162**	14/452	0/017	0/192**
6	17/042	0/013	0/204**	11/218	0/015	0/175**	15/912	0/017	0/210**

منبع: یافته‌های تحقیق (* نشان دهنده معنی‌داری در سطح ۵ درصد)

Source: Research Findings

برابر جدول (۳)، فرضیه صفر در سطح معنی داری ٪۵ رد می‌شود، که نشان دهنده غیرخطی بودن ساختار مدل است. بنابراین، آزمون BDS وجود غیرخطی بودن در باقی مانده‌ها را تأیید می‌کند. در مرحله آخر، نتایج مدل با استفاده از الگوی مارکوف-سوئیچینگ استخراج شد.

در مرحله بعد، شمار بهینه رژیم در مدل MS، باید تعیین شود. برای این منظور، با استفاده از آماره‌های آکائیک و همچنین آزمون نسبت درستنمایی (LR) شمار رژیم‌ها تعیین شدند. سپس مدل‌های MS مختلف برآورد شد و آزمون‌های تشخیصی شامل آزمون‌های نرمال بودن خطاها، ناهمسانی واریانس و معناداری ضریب‌ها برای آزمایش مدل، استفاده شدند. در نهایت از بین مدل‌های مختلف، مدلی که دارای کمترین آماره آکائیک بود به عنوان بهترین مدل انتخاب شد. با توجه به آماره‌های آکائیک و از آنجا که اقتصاد ایران برخلاف اقتصاد کشورهای توسعه یافته نوسان‌های بیشتری در بازار محصول‌های کشاورزی داشته است، به نظر می‌رسد استفاده از روش

مارکوف-سوئچینگ برای بررسی چگونگی انتقال قیمت بازار نهاده‌های کشاورزی بهتر و مناسب‌تر باشد.

بنا بر نتایج به دست آمده، مدل MSIAH(2)–AR(2) با کمترین آماره آکائیک (۳۴/۷۲۲) و بالاترین نسبت درستنمایی (۱/۳۷۹-) برای محصول گوجه‌فرنگی، مدل MSIAH(2)–AR(1) با کمترین آماره آکائیک (۳۳/۸۶۴-) و بالاترین نسبت درستنمایی (۲۹/۹۳۲) برای محصول سیب‌زمینی و مدل MSIAH(2)–AR(2) با کمترین آماره آکائیک (۱۰/۳۷۳-) و بالاترین نسبت درستنمایی (۲۱/۱۸۶) برای محصول سیب‌زمینی انتخاب شدند. پس از برآورد و انتخاب مدل، مدل‌ها از نظر برقرار بودن فروض کلاسیک بررسی شدند که نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول (۴) نتایج مدل مارکوف-سوئیچینگ طی سال‌های۱۳۹۷-۱۳۷۰

Table (4) Estimation results of Markov-Switching model during 1991–2018

	گوجه‌فرنگی Tomato		سیب‌زمینی Potato		پیاز Onion	
	MSIAH(2)-AR(2)		MSIA(2)-AR(1)		MSIAH(2)-AR(2)	
	رژیم ۱ Regime1	رژیم ۲ Regime2	رژیم ۱ Regime1	رژیم ۲ Regime2	رژیم ۱ Regime1	رژیم ۲ Regime2
Constant	6/242**	7/707**	2/587**	3/448**	2/939**	3/165**
API(-1)	0/097**	0/059**	0/412**	0/302**	0/272**	0/530**
API(-2)	-0/709**	-0/506**	---	---	0/236**	-0/405**
SPI	0/153**	0/471**	0/17**	0/93**	0/032**	0/061**
PPI	0/080*	0/145**	0/224**	0/280**	0/102**	0/185*
FPI	-0/170**	0/641**	-0/135**	0/072*	-0/006**	0/213**
σ^2	0/228**	0/216**	0/141		0/003**	0/240**
احتمال‌های انتقال Transition probability	رژیم ۱ Regime1	رژیم ۲ Regime2	رژیم ۱ Regime1	رژیم ۲ Regime2	رژیم ۱ Regime1	رژیم ۲ Regime2
Regime1	0/917	0/04	0/844	0/391	0/365	0/074
Regime2	0/083	0/96	0/156	0/610	0/635	0/926
Log likelihood	-1/379		29/932		21/186	
AIC	34/758		-33/864		-10/373	
LR-test $\chi2$	38/722 (0/000)		23/738 (0/000)		42/365 (0/000)	
DAVIES	0/000		0/000		0/000	
Portmanteau test $\chi2$ (12 lags)	17/280 (0/072)		19/747 (0/064)		22/310 (0/062)	
Normality test $\chi2$	1/231 (0/540)		4/854 (0/088)		5/958 (0/508)	
ARCH 1-1 test	0/0025 (0/959)		0/748 (0/389)		0/0093 (0/923)	

منبع: یافته‌های تحقیق (* و ** به ترتیب نشان دهنده معنی‌داری در سطح۱۰ درصد و ۵ درصد)

Source: Research Findings

با توجه به نتایج آزمون LR در جدول (۴)، متغیرهای مورد بررسی و ارزیابی، از یک الگوی غیر خطی پیروی می‌کنند؛ بنابراین روش‌های خطی برای برآورد فراسنجه‌های مدل مناسب نبوده و برای به دست آوردن رابطه بین متغیرها باید از روش‌های غیر خطی استفاده کرد. بدین منظور فرضیه صفر مبنی بر نبود ارتباط غیرخطی میان متغیر وابسته با متغیرهای توضیحی یاد شده در بالا رد می‌شود. از این رو میان شاخص قیمت نهاده‌های کشاورزی (بذر، سم‌های شیمیایی و کودهای شیمیایی) با شاخص قیمت واقعی محصول‌های گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز ارتباط غیرخطی وجود دارد که این خود توجیه بهره‌گیری از مدل غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ در این بررسی است.

نکته قابل توجه در این جدول عرض از مبدأ مدل‌ها می‌باشد که از نظر آماری معنادار است و دلالت بر وجود دو رژیم نرخ رشد قیمتی پایین (رژیم اول) و بالا (رژیم دوم) دارد. مسئله دیگر متفاوت بودن ضریب‌های شاخص قیمت نهاده‌های کشاورزی در رژیم‌ها می‌باشد. همان گونه که جدول (۴) نشان می‌دهد، متغیر شاخص قیمت بذر (SPI) در رژیم یک (رژیم نرخ رشد قیمتی پایین) تأثیر مثبت بر قیمت محصول‌ها دارد و تأثیر آن در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. متغیر شاخص قیمت بذر در رژیم دوم (رژیم نرخ رشد قیمتی بالا) نیز اثر معنادار مثبت بر شاخص قیمت محصول‌ها داشته است. به طوری که ضریب اثرگذاری متغیر شاخص قیمت بذر بر قیمت گوجه‌فرنگی در دو رژیم به ترتیب ۰/۱۵۳ و ۰/۴۷۱ است. این نتایج نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در شاخص قیمت بذر گوجه‌فرنگی منجر به افزایش ۰/۱۵۳ درصدی در رژیم اول و همچنین سبب افزایش ۰/۴۷۱ درصدی در رژیم دوم می‌شود به این ترتیب شاخص قیمت بذر گوجه‌فرنگی تاثیر غیرخطی بر قیمت گوجه‌فرنگی در دو رژیم مختلف دارد به طوری که تأثیر شاخص قیمت بذر گوجه‌فرنگی در دوره نرخ رشد قیمتی بالا به اندازه ۰/۳۱۸ درصد بیشتر است. از سویی، متغیر شاخص قیمت سم‌های شیمیایی نیز در دو رژیم تاثیر معنادار مثبتی بر قیمت محصول‌های منتخب در ایران دارد. برای مثال ضریب اثرگذاری سم‌های شیمیایی بر شاخص قیمت سیب‌زمینی در رژیم اول (نرخ رشد قیمتی پایین) برابر با ۰/۲۲۴ و در رژیم دوم (نرخ رشد قیمتی بالا) برابر با ۰/۲۸۰ می‌باشد. این نتایج بیان می‌کند هنگامی که در دوره نرخ رشد پایین قیمتی قرار داریم، یک درصد افزایش در شاخص قیمت سم‌های شیمیایی منجر به افزایش ۰/۲۲۴ درصدی در قیمت سیب‌زمینی می‌شود. از سویی، هنگامی که در دوره نرخ رشد قیمتی بالا قرار داشته باشیم، یک درصد افزایش شاخص قیمت سم‌های شیمیایی منجر به افزایش ۰/۲۸۰

درصدی در قیمت محصول سیب‌زمینی شده است. به این ترتیب تاثیر شاخص قیمت کود شیمیایی بر قیمت سیب‌زمینی در رژیم نرخ رشد قیمتی بالا به اندازه ۰/۰۵۴ درصد بیشتر است. سومین متغیر تاثیرگذار بر شاخص قیمت سه محصول منتخب که در این بررسی مورد توجه قرار گرفته است، متغیر شاخص قیمت کود شیمیایی (FPI) می‌باشد که از نظر آماری در همه رژیم‌ها معنادار است. بنا بر نتایج به دست آمده، نشانه ضریب (FPI) در رژیم اول برای همه محصول‌ها بر خلاف انتظار منفی است. اما با توجه به نتایج جدول (۵) سال‌هایی که در این رژیم قرار دارند، برابر با سال‌های خشکسالی بوده و بنا بر نظریه تولید می‌تواند مصداق داشته باشد. خشکسالی‌های پی در پی بین سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۷۸، ۱۳۸۲-۱۳۸۸ و ۱۳۹۲-۱۳۸۹ در این دوره زمانی در بخش کشاورزی منجر به کاهش تولید و در نهایت افزایش قیمت محصول‌های زراعی شده است به همین دلیل اثرگذاری و واکنش نهاده‌های کشاورزی در رژیم اول (رژیم نرخ قیمتی پایین) منفی بدست آمده است.

با توجه به نتایج، تأثیر کودهای شیمیایی در رژیم اول محصول‌های گوجه‌فرنگی و پیاز قوی‌تر از رژیم دوم است. برای محصول پیاز در رژیم اول، ضریب کودهای شیمیایی منفی و برابر با ۰/۰۰۶- است که از نظر آماری در سطح ۹۵٪ معنی دار است و نشان دهنده افزایش FPI و در نهایت کاهش شاخص قیمت پیاز می‌باشد. به عبارت دیگر، با فرض اینکه دیگر شرایط ثابت است، اگر شاخص قیمت کودهای شیمیایی یک درصد افزایش یابد، شاخص قیمت پیاز در طول دوره به طور میانگین ۰/۰۰۶ درصد کاهش می یابد. همچنین در رژیم دوم، ضریب FPI مثبت و برابر با ۰/۲۱۳ است که از نظر آماری در سطح ۹۵٪ معنادار است و نشان دهنده افزایش شاخص قیمت پیاز به دلیل افزایش FPI می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت، با این فرض که دیگر شرایط بدون تغییر باشد، اگر شاخص قیمت کودهای شیمیایی یک درصد افزایش یابد، شاخص قیمت پیاز در طول دوره مورد بررسی در رژیم دوم به طور میانگین ۰/۲۱۳ درصد افزایش می یابد.

به منظور بررسی ثبات و پایداری رژیم های مدل مارکوف-سوئیچینگ، به طور کلی ماتریس احتمال انتقال استفاده می‌شود (جدول ۴). در ماتریس محصول گوجه‌فرنگی، عددهای ۰/۹۱ و ۰/۹۶ احتمال نبود تغییر در هر یک از دو رژیم را نشان می‌دهند. آشکار است که میل به نبود تغییر در دو رژیم براوردی زیاد و البته در رژیم دوم اندکی بیشتر است. همان‌طور که مشاهده می‌شود برای محصول سیب‌زمینی، احتمال ماندگاری در رژیم یک بالاتر از احتمال انتقال به رژیم دوم می باشد، بنابراین احتمال پایداری در رژیم رشد قیمت پایین بیشتر است. نتایج ماتریس

احتمال انتقال پیاز نشان می‌دهد احتمال پایداری رژیم دوم ۰/۹۳ و احتمال اینکه به رژیم با رشد قیمت پایین انتقال یابد ۰/۶۳ است. همچنین نتایج ماتریس احتمال انتقال محصول پیاز نشان می‌دهد رژیم اول از رژیم دوم ناپایدارتر می‌باشد و دوام کمتری دارد.

با توجه به جدول (۵)، در طی دوره زمانی مورد بررسی، سال‌هایی که در رژیم دوم (رژیم نرخ قیمتی بالا) قرار دارند برابر با سال‌هایی است که سیاست حذف یارانه نهاده‌های کشاورزی در ایران اجرا شده است، همچنین اعمال تحریم‌ها و در نهایت افزایش نرخ ارز، تکانه‌هایی است که در این دوره قرار گرفته است. در ادامه سال‌ها و فصل‌هایی که در هر یک از رژیم‌ها قرار گرفته‌اند در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول (۵) طبقه‌بندی مشاهده‌ها برحسب رژیم‌ها

Table (5) Classification of observation according to regimes

گوجه‌فرنگی Tomato	رژیم ۱ Regime1	1370(3)-1378(1), 1383(3)-1384(4), 1388(3)-1389(2)
	رژیم ۲ Regime2	1378(2)-1383(2), 1385(1)-1388(1), 1389(3)-1397(4)
سیب‌زمینی Potato	رژیم ۱ Regime1	1371(1)-1371(1), 1371(4)-1374(2), 1375(1)-1376(3), 1377(3)-1378(3), 1379(2)-1385(2), 1386(1)-1388(3), 1389(2)-1389(3), 1390(1)-1391(3), 1393(2)-1397(2)
	رژیم ۲ Regime2	1370(4)-1370(4), 1371(2)-1371(3), 1374(3)-1374(4), 1376(4)-1377(2), 1378(4)-1379(1), 1385(3)-1385(4), 1388(4)-1389(1), 1389(4)-1389(4), 1391(4)-1393(1), 1397(3)-1397(4)
پیاز Onion	رژیم ۱ Regime1	1370(3)-1371(1), 1378(3)-1378(4), 1381(2)-1381(2), 1383(3)-1383(3), 1388(3)-1388(3), 1390(1)-1390(1), 1392(2)-1392(2), 1395(3)-1395(4), 1397(1)-1397(1)
	رژیم ۲ Regime2	1371(2)-1378(2), 1379(1)-1381(1), 1381(3)-1383(2), 1383(4)-1388(2), 1388(4)-1389(4), 1390(2)-1392(1), 1392(3)-1395(2), 1396(1)-1396(4), 1397(2)-1397(4)

منبع: یافته‌های تحقیق (* و ** به ترتیب نشان دهنده معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد و ۵ درصد)

Source: Research Findings

جدول بالا نشان می‌دهد که داده‌های مربوط به هر فصل در کدام رژیم قرار گرفته است. به راحتی با دقت در هر سال می‌توان دریافت در سال‌هایی که رشد قیمتی پایین است در رژیم اول قرار گرفته است و دوره هایی که نرخ رشد قیمتی نسبت به دوره پیش از آن افزایش یافته است در رژیم دوم قرار می‌گیرد.

در جدول (۶) ویژگی‌های هر یک از رژیم ها نشان داده شده است. ستون سوم شمار مشاهده‌هایی را نشان می‌دهند که از مجموع کل مشاهده‌های بررسی شده، چه شماری مشاهده در هر یک از رژیم ها قرار گرفته است. ستون چهارم، احتمال حضور در رژیم مدنظر را نشان می‌دهد. به عنوان

مثال، برای محصول گوجه‌فرنگی اگر به طور تصادفی یکی از مشاهده‌ها گزینش شود با احتمال ۳۸ درصد می‌توان گفت که این مشاهده در رژیم اول قرار می‌گیرد. ستون آخر نیز میانگین طول دوره‌ای را نشان می‌دهد که مشاهده‌ها به طور پیاپی در آن رژیم قرار دارند. به عنوان مثال، اگر شاخص قیمت گوجه‌فرنگی از رژیم یک به رژیم دو منتقل شود به طور میانگین حدود ۱۴ دوره در این رژیم باقی می‌ماند.

جدول (۶) ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها

Table (6) Characteristics of each regime

	رژیم‌ها Regimes	شمار مشاهده‌ها Frequency	احتمال قرار گرفتن در رژیم Probability of being in a regime	میانگین دوره رژیم Average regime duration
گوجه‌فرنگی Tomato	رژیم ۱ Regime1	42	% 38/18	14
	رژیم ۲ Regime2	68	% 61/82	22/67
سیب‌زمینی Potato	رژیم ۱ Regime1	86	% 78/90	9/56
	رژیم ۲ Regime2	23	% 21/10	2/30
پیاز Onion	رژیم ۱ Regime1	13	% 11/82	1/44
	رژیم ۲	97	% 88/18	10/78

منبع: یافته‌های تحقیق Source: Research Findings

محصول‌های سیب‌زمینی و پیاز در رژیم دوم به ترتیب با ۸۶ و ۹۷ فصل، بیشترین طول دوره را دارا می باشند که پایداری رژیم نرخ رشد قیمتی بالا برای این دو محصول به ترتیب ۷۸/۹ و ۸۸/۱۸ است که گویای پایداری این رژیم نسبت به رژیم اول می‌باشد.

بنابراین، نتایج تأیید می‌کند که انتقال نوسان‌های شاخص قیمت نهاده‌های کشاورزی به شاخص قیمت محصول‌های کشاورزی گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز نامتقارن است. همچنین یافته‌های این بررسی و ارزیابی‌ها مبنی بر تاثیر قیمت نهاده‌ها بر قیمت محصول‌های منتخب با نتایج بررسی‌های Isik & Ozbugday (2021)، Naraghi et al. (2021)، Kirikkaleli & Darbaz (2021)، Odionye et al. (2020)، Taghzadeh-Hesary et al. (2019) و Janda & Kristoufek (2019) سازگار می‌باشد.

نتیجه گیری و پیشنهادها

این پژوهش به دنبال آن بوده که چگونگی واکنش قیمت محصول‌های زراعی منتخب به هرگونه تغییر (تکانه) در قیمت نهاده های کشاورزی را الگوسازی کرده و از این طریق توصیه های سیاستی

مناسب در جهت ثبات قیمت محصول‌های کشاورزی را تبیین کند. بر این مبنا موضوع رابطه‌های قیمتی بین نهاده‌های کشاورزی و محصول‌های کشاورزی منتخب با بهره‌گیری از روش‌های نوین به عنوان هدف اصلی پژوهش تعریف شد. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها، بر ایستایی با در نظر گرفتن شکست ساختاری آنها دلالت داشت. در این بررسی به منظور انتقال قیمت در بازار محصول‌های منتخب از الگوی خود توضیح برداری مارکوف-سوئیچینگ استفاده شد. در این مدل فرض بر آن است که رابطه‌های دو متغیر در دوره‌های زمانی مختلف ممکن است از ساختار متفاوتی پیروی کند. در این شرایط هر یک از دوره‌های یاد شده به عنوان یک رژیم شناخته می‌شود. به منظور آزمون برتری الگوی غیرخطی بر الگوی خطی از آزمون BDS و همچنین آماره نسبت درستنمایی (LR) استفاده شد. میزان محاسبه شده این آماره در تحقیق معنادار و بر سازگاری الگوی غیر خطی با داده‌ها دلالت دارد. شمار رژیم‌ها و وقفه‌ها نیز برمبنای آماره آکائیک تعیین و در نهایت الگوهای مناسب برای سه محصول منتخب انتخاب شد. برمبنای یافته‌های به دست آمده از مدل مارکوف-سوئیچینگ نتایج مدل با مبانی نظری که اهمیت قیمت نهاده‌ها بر قیمت محصول‌های کشاورزی را نشان می‌دهد هم راستاست. همچنین نتایج این مطالعه همانند بیشتر بررسی‌های تجربی، نشان داده است که قیمت نهاده‌ها تأثیری مثبت بر قیمت محصول‌های گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز دارد. به عبارت دیگر، می‌توان ادعا کرد که در طول دوره بررسی، قیمت نهاده‌های کشاورزی از عامل‌های تأثیرگذار بر قیمت این سه محصول بوده است. نکته دیگر اینکه تفاوت معناداری میان ضریب متغیرهای رژیم‌ها مشاهده شد. این مهم نشانه‌ای از نامتقارن بودن ساز و کار (مکانیسم) انتقال قیمت در بازار این محصول‌ها بوده است. به عبارت دیگر واکنش شاخص قیمت محصول‌های کشاورزی گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز به تغییرپذیری‌های رشد قیمتی نهاده‌های کشاورزی متفاوت می‌باشد. همچنین احتمال ضریب‌های انتقال بین رژیم‌ها در محصول‌های گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی براورد شد که احتمال نبود زمینه تغییر در هر یک از دو رژیم را نشان می‌دهند. آشکار است میل به نبود زمینه تغییر در دو رژیم الگوی محصول گوجه‌فرنگی زیاد می باشد و تنها یک تکانه شدید می تواند سبب تغییر وضعیت رژیم ها شود. از طرفی برای محصول پیاز احتمال میل به نبود زمینه تغییر تنها در رژیم نرخ رشد قیمتی بالا پایدار است.

همچنین، تأثیر قیمت نهاده‌ها بر قیمت محصول‌های منتخب بیانگر آن است که قیمت محصول‌های گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز به طور قابل توجهی تحت تأثیر تغییرپذیری‌های

قیمت نهاده‌ها قرار دارد. در این بررسی، تغییرپذیری‌های قیمت نهاده‌ها ناشی از تکانه‌های مختلفی مانند تحریم‌ها و افزایش نرخ ارز و خشکسالی بود. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که حذف واردات نهاده‌های کشاورزی و خشکسالی، به طور مستقیم و نامستقیم، می‌تواند بر قیمت این سه محصول تأثیر بگذارد.

کنترل نوسان‌ها و تکانه‌های قیمتی در بازار نهاده‌های اصلی تا حد زیادی می‌تواند منجر به جلوگیری از بروز نوسان‌ها در قیمت سه محصول گوجه‌فرنگی، سیب‌زمینی و پیاز شود. در حال حاضر بخش اعظمی از نهاده‌های کشاورزی (بذر، کود و سم‌های شیمیایی) از طریق واردات به کشور تامین می‌شوند، به گزارش وزارت جهاد کشاورزی واردات کودهای شیمیایی از ۲۰۴ هزار تن در سال ۱۳۹۵ به ۲۷۲ هزار تن به ارزش ۱۸۳ میلیون دلار درسال ۱۳۹۹ رسیده است، همچنین در مورد سم‌های شیمیایی از ۱۳ هزار تن در سال ۱۳۹۵ به ۲۱/۸ هزار تن به ارزش ۱۸۲ میلیون دلار در سال ۱۳۹۹ رسیده است (The Islamic Republic of Iran Customs Administration, 2021). بنابراین هرگونه اخلال در واردات تأثیر قابل توجهی بر قیمت محصول‌های کشاورزی دارد لذا برای کاهش نوسان‌های قیمت محصول‌های مورد نظر در بازار، ساماندهی بازار تقاضای نهاده‌ها و سیاست‌های تثبیت قیمت در بازار نهاده‌های کودهای شیمیایی، سم‌ها و بذر اهمیت ویژه‌ای خواهد داشت. نظارت بیشتر وزارت جهاد کشاورزی، وزارت بازرگانی و دیگر سازمان‌های ذیربط بر سیاست‌های واردات نهاده‌های کشاورزی و چگونگی عرضه و توزیع آن‌ها در جلوگیری از رخداد تکانه‌های قیمتی در بازار اثربخش خواهد بود. از سویی دیگر با توجه به دانش تولید بذرهای بومی در داخل کشور، ضرورت دارد به منظور کاهش نوسان‌های قیمتی، برای اجرای سیاست‌های حمایتی لازم در جهت سرمایه‌گذاری در زمینه زیرساخت تولیدهای داخلی با کیفیت بالا، برنامه‌ریزی‌های لازم صورت گیرد.

از این رو، تاکید مهم سیاستی این است که سیاستگذاران اقتصادی کشور ضمن استفاده از نتایج الگوهای غیر خطی در پیش‌بینی‌ها، سیاستگذاری‌ها و برنامه‌ریزی‌های اقتصادی خود بایستی نبود تقارن در بازار نهاده و محصول‌های کشاورزی را مدنظر قرار دهند تا بتوانند با ابزار سیاستی مناسب بازار محصول‌های کشاورزی را در تحقق هدف‌ها و ثبات قیمت‌ها به ویژه کاهش هزینه‌های تولید پشتیبانی کند.

منبع‌ها:

Akbari, Sh., Eshraghi, F. and Julai, R. (2016). Price transfer for agricultural products in the Iranian market. The third national congress on the development of

agricultural sciences and natural resources, Faculty of Agriculture, Gorgan University. (In Farsi)

Bakhshodeh, M. (2004). Estimation of seasonal price fluctuations of potatoes and onions. *Agriculture Science*, 35(2):511-517. (In Farsi)

Beckman, J. and Riche, S. (2015). Changes to the natural gas, corn, and fertilizer price relationships from the biofuels era. *Journal of agricultural and applied economics*, 47(4): 494-509. DOI: https://doi.org/10.1017/aae.2015.22

Brock, W.A., Dechert, W.D., Scheinkman, J.A. and LeBaron, B. (1996). A test for independence based on the correlation dimension. *American Journal of Economic Review (Econ Rev)*, 15(3): 197-235.

Central Bank of the Islamic Republic of Iran (CBI). (2021). Economic Report and Balance Sheet. Available at: https://www.cbi.ir/category/EconomicReport_fa.aspx

Elser, J. J., Elser, T. J., Carpenter, S. R. and Brock, W. A. (2014). Regime Shift in Fertilizer Commodities Indicates More Turbulence Ahead for Food Security. *PLoS One*. 9(5): e93998. Doi: 10.1371/journal.pone.0093998

Etienne, X., Trujillo-Barrera, A. and Wiggins, S. (2016). Price and volatility transmissions between natural gas, fertilizer, and corn markets. *Agricultural Finance Review*, 76(1): 151-171. https://doi.org/10.1108/AFR-10-2015-0044

Food and Agriculture Organization (FAO). (2021). OECD‐FAO Agricultural Outlook2021‐2030. vailableat: https://www.fao.org/3/cb5332en/cb5332en.pdf

Grassberger, P. and Procaccia, I. (1983). Measuring the strangeness of strange attractors, *Physica D: Nonlinear Phenomena*, 9(1-2): 189-208.

Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2): 357–384.

Islamic Republic of Iran Customs Administration (IRICA). (2021). Statistic Report, Tehran, Iran. https://www.irica.ir/

Isij, S. and Cemil Ozbugday, F. (2021). The impact of agricultural input costs on food prices in Turkey: A case study. *Agricultural Economics- Czech (Agric. Econ.)*, 67(3): 101-110. https://doi.org/10.17221/260/2020-AGRICECON

Jalaie, S. A., Aazizi, A., Zarei, N. and Mehrabi Basharabadi, H. (2014). Study of the status and role of agriculture in Iran business cycles. *Quaterly Journal of Economic Modelling*, 8(25):53-65. (In Farsi)

Janda, K. and Kristiufek, L. (2019). The relationship between fuel and food prices: Methods and outcomes. *Annual Review of Resource Economics*, 11:195-216. https://doi.org/10.1146/annurev-resource-100518-094012

Javdan, A., pishbahar, A., Haghighat, J. and Mohammadrezaei, R. (2018). Measuring the pass-through effect of global prices to domestic prices of selected food products in Iran. *Quarterly Journal of Agricultural Economics and Development*, 25(4): 147-165. (In Farsi)

Karami, A. (2010). Price asymmetry of tomato, onion and potato in Fars province. *Agricultural Economics*, 4(3): 171-183. (In Farsi)

Kazeroni, A., Asgharpur, H., Mohammadpoor, S. and Bahari, S. (2012). The asymmetric effects of real exchange rate fluctuations on the economic growth of Iran: Markov-Switching approach. *Economic Journal Bimonthly Journal of Economic Issues and Policies*, 12(7and8): 5-26. (In Farsi)

Kirikkaleli, D. and Darbaz, I. (2021). The Causal Linkage between Energy Price and Food Price. *MDPI-Energies*, 14(14), 4182. https://doi.org/10.3390/en14144182

Krolzig, H. (1997). *Markov-Switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis*. Berlin. Springer.

Ministry of Agriculture - Jahad (MAJ). (2021). Agricultural Statistics Report. Available at: https://maj.ir/page-amar/FA/65/form/pId11583

Mehdiloo, A., Sadeghi, H. and Assari Arani, A. (2015). Estimation of non-linearity effect of rent-Seeking opportunities on economic growth in Iran: Using Markov-Switching model. *Economic Growth and Development research*, 5(18):11-30. (In Farsi)

Mir, J. (1994). Price policies in agriculture, topics and suggestions, First Edition, Research Center for Rural Issues, Publications of the Ministry of Jihad Sazandegi. (In Farsi)

Moghaddasi, R. and Bakhsh, A. (2008). Harmonic analysis of price fluctuations of agricultural products (case study of onion and potato). *Trade Studies (IJTS)*, 12(47):205-233. (In Farsi)

Morab, A. And Moghaddasi, R. (2007). Study of price transfer from farm to retail in the crop market (case study of potatoes and tomatoes). The Sixth Iranian Agricultural Economics Conference,1(3): 83-94. (In Farsi)

Moradi, E. and Afsharmanesh, M. (2017). Inputs Price Shock of Corn Production and its Impact on Corn Prices: Panel Vector Auto Regression Approach. *Agricultural Economics & Development*, 31(36): 170-178. (In Farsi)

Naraghi, N., Moghaddasi, R. and Mohamadinejad, A. (2021). Nexus between energy consumption and agricultural inflation: An Iranian experience. *International Energy Journal*, 21(1): 159-170.

Odionye, N., Saa, D., Laamari, A., Adzawla, W., Koffi, I., Afimia, E., Atakora, W.K., Jemo, M. and Bindraban, P.S. (2020). Determination of fertilizer cost components and their effect on fertilizer prices and the fertilizer value chain in Ghana. *IFDC- Fertilizer Research and Responsible Implementation (FERARI) Research Report*, No. 4. DOI:10.13140/RG.2.2.21402.26568

Omrani, M., Shahiki Tash, M.N. and Akbari, A. (2017). Examining asymmetric price transmission and market power in Iranian pistachio process market using a mixture approach. *Journal of Agricultural Economics Research*, 9(33): 1-22. (In Farsi)

Pejman, N. (2012). Investigating the transfer of prices from farm to retail in saffron market: A case study of Fars province. PhD Thesis, Agricultural Economic, Faculty of Agriculture, Islamic Azad University, Marvdasht Branch. (In Farsi)

Pishbahar, E., Bodagh, Sh. And Dashti, Gh. (2019). Forecasting Iran's Agricultural Sector Growth: Using Mixed-frequency Data Sampling (MIDAS) Model. *Economic Research*, 19 (3) :145-161. (In Farsi)

Pishbahar, E. and Alizadeh, P. (2017). Vertical price transmission in the market of potato and onion (Case study: Kurdistan province). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research (Iranian Journal of Agricultural Sciences)*, 47(3): 533-543. (In Farsi)

Rahmani, F., Ahmadian, M. and Yazdani, S. (2011). Studying the effects of agricultural input subsidy elimination on selected agricultural production in Iran. *Agricultural Economics*, 5(3): 55-74. (In Farsi)

Samadi, A. and Behpour, S. (2014). The Effect of Oil Price Volatilities on Food Price Index in Iran. Applied Theories of Economics, 1(2): 89-106. (In Farsi)

Sarbijan, M. S., Reisi, Gh. A. and Shetab Booshehri, N. (2013). Studying Recessions and Booms in Iran Economy by Using Markov Switching Model. *Economic Modelling*, 23(7): 67-83. (In Farsi)

Shabanzadeh, M., Mahmoodi, A. and Esfanjari Kenari, R. (2015). Examining the effect of world price transfer to domestic markets for sensitive and certain agricultural products in Iran. *Agricultural Economics and Development*, 29(1): 55-67. (In Farsi)

Shahiki Tash, M. N. and Omrani, M. (2014). Price transmission between domestic and export markets of selected agricultural products and welfare impacts of asymmetric price transmission. *Agricultural Economics and Development*, 22(1): 177-211. (In Farsi)

Taghizadeh-Hesary, F., Rasoulinezhad, E. and Yoshino, N. (2019). Energy and food security: Linkages through price volatility. *Energy policy*, 128: 796-806. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.12.043

Thapa, S. (2011). Impact of rising global fertilizer prices on the Nepalese agriculture sector. *Nepalese Journal of fertilizer economics*, 4:87-97.

Yingfu, X., Jun, Y. and Bo, R. (2007). A General Autoregressive Model with Markov Switching: Estimation & Consistency. Research Report, Centre of Biostochastics.

Yosofi, H. and Moghaddasi, R. (2013). World price transmission to domestic agricultural markets: Case of wheat, barley and rice. *Journal of Agricultural Economics Research*, 5(17): 81-99. (In Farsi)

Wang, W., Van Gelder, P.H.A.J.M. and Vrijling, J.K. (2005). Trend and stationarity analysis for stream flow processes of rivers in Western Europe in the 20th century, In Proceedings: International Water Association (IWA), International Conference on Water Economics, Statistics, and Finance Rethymno, Greece: 8-10.

Doi: 10.22034/IAES.2022.550096.1916

Agricultural Economics/Volume 16/Issue 3/1401

Study on Price Transmission of Inputs in the Market of Some Agricultural Commodities

Niyoosha Naraghi, Reza Moghaddasi[1]

Received: 6 March.2022 **Accepted:21 August.2022**

Extended Abstract

Introduction

Agricultural price fluctuations are one of the most critical challenges for policymakers. The rapid rise in food prices has a significant negative impact on social welfare, especially the poor in developing countries, which is an issue that is more critical in developing countries than in developed countries. Agricultural inputs such as chemical fertilizers, chemical pesticides, have an important key role in the agricultural sector and affect agricultural prices. Price transmission of input to the agricultural commodities price is one of the issues that are critical in the markets of developing countries, especially Iran.

Material and Methods

The Markov Switching model is a popular non-linear time-series model that involves multiple equations and can characterize the time-series behaviors in different regimes. This model is suitable for describing correlated data that exhibit distinct dynamic patterns during different periods. The main purpose of this study is to examine the transfer price of agricultural inputs to the prices of some agricultural commodities (tomatoes, potatoes and onions) using Markov-switching model and quarterly data in the years 1991-2018. To estimate this equation, we run MS-AR model, some preliminary tests, such as a unit root test and BDS test are employed to ensure the reliability of MS-AR estimation results.

Results and Discussion

The results of BDS test showed the Markov-switching model is more suitable than the linear model. Also, it showed the price index of agricultural commodities are classified into two regimes called low price growth rate regime and high price growth rates regime. The main results showed that there is a significant difference between the coefficients of variables of each

[1]Respectively - Ph.D. Graduated of Agricultural Economics & Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Extension & Education, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
Email:r.moghaddasi@srbiau.ac.ir

regime, which is important sign that the mechanism of transfer price of input to the selected agricultural commodities price is asymmetric. The prices of seeds, fertilizers, and pesticides have impacted agricultural commodities price. Also, for all three product the Probability of stability in the second regime is higher.

Suggestions

Finally, by analyzing the asymmetry of price transfer in this market, an important policy recommendation of this study is that economic policymakers to stabilize prices should take appropriate plan to monitor the supply and storage of agricultural inputs. In addition, they should consider asymmetry transfer price in their policies and plans in the agricultural market.

JEL Classification: Q11, Q13, C32, C5
Keywords: Price Transmission, Input, Agricultural Commodities, Markov-Switching.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی