Exchange Rate Pass-Through to the Price of Imported Soybean Meal and Maize

Ebrahim Javdan*[1] -Ehsan Rajabi[2]- Ali Akbar Baghestany[3]

Abstract

Introduction

Following the exchange rate fluctuations, with the aim of preventing the jump in the prices of imported livestock and poultry feed inputs such as soybean meal and maize, the estate has chosen the policy of allocation preferential currency to the import of these inputs from May 2017. It is important to examine the effects of this policy and the amount of exchange rate pass-through to the price of soybean meal and maize.

Materials and Methods

In this study, using monthly data in the period 2009:3-2019:11, the impact of the exchange rate pass-through to the price of two imported inputs has been investigated. For empirical analysis, we collect data from various sources such as Central Bank of Iran, State Livestock Affairs Logistic Company and International Grains Council. Our estimation strategy is based on Markov switching models. This framework allows us to study the exchange rate pass-through to soybean meal and maize price in various regimes.

Results and Discussion

The results revealed that due to the non-linear relationship between the variables, it was appropriate to use the non-linear Markov switching model. Also, three stable regimes have been identified for maize and two stable regimes for soybean meal. Passing of the exchange rate for the price of maize in zero and one regimes is significant and in the short term, the exchange rate pass-through in the zero and one regimes is 12 and 20%, respectively. In the long-term, rate of passing in the mentioned regimes estimated at 20 and 16 percent, respectively. For soybean meal, the passing rate of the exchange rate in the regime one is significant and the passing rate in the short and long term is 19 and 22, respectively. These findings indicate that exchange rate pass-through has occurred incomplete for both inputs.

Conclusions

Although the adoption of the preferential exchange policy started at the beginning of 2017, but since the beginning of 2019, it has been able to prevent the exchange rate fluctuations from passing completely to the price of soybean meal and maize. After the changes in the preferential currency policy, although the compensation payment to households is being implemented but it

[1] Corresponding Author and Assistant Professor, Agricultural Planning, Economic and Rural Development Research Institute. Tehran. Iran. e.javdan@agri-peri.ac.ir

[2]Assistant Professor, Agricultural Planning, Economic and Rural Development Research Institute. Tehran. Iran.

[3] Assistant Professor, Agricultural Planning, Economic and Rural Development Research Institute. Tehran. Iran.

is necessary to implement the facilities for the financing of producers as demanders of imported inputs.

Keywords: Exchange Rate, Markov Switching Model, Soybean Meal, Maize, Iran.

عبور نرخ ارز به قیمت کنجاله سویا و ذرت وارداتی

ابراهیم جاودان *[1]، احسان رجبی[2]، علی اکبر باغستانی[3]

چکیده

دولت در پی بروز نوسانات نرخ ارز، با هدف جلوگیری از جهش قیمت نهاده‌های وارداتی خوراک دام و طیور مانند کنجاله سویا و ذرت، سیاست پرداخت ارز با نرخ ترجیحی را به واردات این نهاده‌ها از اردیبهشت ۱۳۹۷ در دستور کار قرار داد. از این رو در این مطالعه با بکارگیری اطلاعات ماهانه در دوره ۱۳۸۸:۱– ۱۳۹۸:۸، اثر نرخ ارز و عبور آن به قیمت دو نهاده وارداتی ذرت و کنجاله سویا بررسی شده است. نتایج نشان داده است که به دلیل ارتباط غیرخطی میان متغیرها، بکارگیری الگوی غیر خطی مارکوف سوئیچینگ مناسب بوده است. همچنین برای ذرت سه رژیم و برای کنجاله سویا دو رژیم پایدار شناسایی شده است. عبور نرخ ارز برای قیمت ذرت در رژیم‌های صفر و یک معنی‌دار بوده و در کوتاه‌مدت، میزان عبور در رژیم صفر و یک به ترتیب ۱۲ و ۲۰ درصد بوده، در صورتی که میزان عبور بلندمدت در رژیم‌های مذکور به ترتیب برابر ۲۰ و ۱۶ درصد برآورد شده است. برای کنجاله سویا میزان عبور نرخ ارز در رژیم یک معنی‌دار و میزان عبور در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۱۹ و ۲۲ است. این یافته‌های حاکی از این است که عبور نرخ ارز در همه رژیم‌های مربوط به هر دو نهاده ناقص روی داده است. اگر چه شروع اتخاذ سیاست ارز ترجیحی از ابتدای سال ۱۳۹۷ بوده است اما از ابتدای سال ۱۳۹۸ توانسته است از عبور کامل نوسانات نرخ ارز به قیمت نهاده‌های دامی مورد مطالعه جلوگیری کند. بعد از تغییرات سیاست ارز ترجیحی، با اینکه پرداخت جبرانی به خانوارها در حال اجرا هست، ولی ضرورت دارد اعطای تسهیلات موردنیاز برای تامین مالی تولیدکنندگان به عنوان تقاضاکنندگان نهاده‌های وارداتی، اجرایی شود.

واژگان کلیدی: *اثر عبور نرخ ارز، الگوی مارکوف سوئیچینگ، کنجاله سویا، ذرت دامی، ایران*

مقدمه

بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های مهم اقتصاد ایران نقش انکارناپذیر در تأمین امنیت عذایی جامعه داشته و همواره در کانون توجه سیاستگذاران و دولتمردان بوده است. طبق آمار وزارت جهاد کشاورزی، بخش کشاورزی در سال ۱۳۹۸ با صادرات ۷/۱ میلیون تن کالا به ارزش ۵/۸ میلیارد دلار، حدود ۲۴/۷ میلیون تن کالا به ارزش ۱۲/۶ میلیارد دلار واردات داشته است. این امر حاکی از کسری ۱۷/۶ میلیون تنی در وزن و ۶/۸ میلیارد دلاری در ارزش تجارت این بخش است. بررسی ترکیب واردات بخش

[1]. نویسنده مسئول و استادیار پژوهش، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی. تهران. ایران. e.javdan@agri-peri.ac.ir

[2]. استادیار پژوهش موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی. تهران. ایران.

[3]. استادیار پژوهش موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی. تهران. ایران.

کشاورزی نشان می‌دهد که بخش قابل توجهی از واردات به کالاهای اساسی و نهاده‌های دامی اختصاص داشته است. از جمله این نهاده‌ها ذرت و کنجاله سویا است که ضریب اهمیت بالایی در تولید محصولات پروتئینی کشور دارند و سالانه منابع ارزی قابل توجهی به این امر اختصاص می‌یابد. بنا به آمار گمرک ج.ا.ا در سال ۱۳۹۸، مقدار ۸/۹۲ میلیون تن ذرت به ارزش ۲/۱۷ میلیارد دلار، ۲/۱۹۴ میلیون تن کنجاله سویا به ارزش ۹۵۰/۴ میلیون دلار و ۲/۰۹۹ میلیون تن دانه سویا به ارزش ۹۱۱/۳ میلیون دلار وارد کشور شده است. به عبارت دیگر می‌توان گفت که در سال ۱۳۹۸ بیش از ۵۰ درصد وزن و حدود ۳۲ درصد ارزش کالاهای وارداتی بخش کشاورزی به این دو نهاده اختصاص داشته است. اهمیت نهاده‌های ذرت و کنجاله سویا در تولید محصولات زیربخش دام و طیور، سیاست دولت برای تأمین کافی این نهاده‌ها و جلوگیری از انتقال جهش‌های ارزی به قیمت تمام شده کالاهای اساسی موجب شد تا با تشدید تحریم‌ها و خروج ایالات متحده از توافق نامه برجام، از اردیبهشت ماه سال ۱۳۹۷، ارز ترجیحی برای واردات این نهاده‌ها از سوی بانک مرکزی تخصیص یابد. سیاستی که با اختصاص یارانه ارزی به واردات این نهاده‌ها در پی کاهش آثار نوسانات ارز بر قیمت کالاهای نهایی مرتبط در بازار داخلی بود. سیاستی که همواره با انتقاداتی روبرو بود و به زعم برخی منتقدان، آنچنان که باید به اهداف خود نرسیده است. طبق برخی تحلیل‌ها، تخصیص ارز ترجیحی منجر به افزایش واردات این کالاها شد. بررسی میزان واردات ذرت، کنجاله و دانه سویا گویای این است که واردات ذرت در سال ۱۳۹۸ نسبت به سال ۱۳۹۶ (قبل از اجرای سیاست) رشد ۲۴.۳ درصدی داشته است. واردات کنجاله و دانه سویا نیز به ترتیب ۸۱.۴ و ۱.۸ درصد افزایش پیدا کرده است. هر چند که به طور مطلق نمی‌توان گفت افزایش واردات ناشی از یارانه ارزی بوده و شرایط دیگری از جمله میزان ذخایر راهبردی و موجودی بخش خصوصی در ابتدای دوره، افزایش تقاضا و... در این زمینه تعیین‌کننده هستند. بنابراین بررسی جنبه‌های مختلف اثرگذاری این سیاست، موضوعی مهم است که یکی از آثار مهم سیاست می‌تواند میزان اثرگذاری نرخ ارز بر قیمت داخلی کالای وارداتی باشد که در این مطالعه مورد توجه قرار گرفته است.

نرخ ارز عامل مهمی در اقتصادهای مرتبط با دنیای خارج بوده و بر قیمت کالاها و خدمات وارداتی و قیمت کالاهای صادراتی تاثیر می‌گذارد. در صورتی که با اعمال سیاست‌های اقتصادی یا هر دلیل دیگری، نرخ ارز در کشور افزایش یابد، به دلیل اینکه حجم وسیعی از واردات، شامل کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای و مواد اولیه مورد نیاز کارخانجات است، قیمت کالاها و خدمات در سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی متاثر شده و موجب افزایش قیمت کالاهای مصرفی وارداتی و افزایش تمام شده تولیدات داخلی خواهد شد (Esazadeh Rohan, 2015). اثرات نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله شاخص قیمت واردات، شاخص قیمت صادرات، تورم و تولید داخلی در سیاستگذاری حائز اهمیت است. تغییرات نرخ ارز می‌تواند از کانال تغییر قیمت واردات، بر سطح قیمت‌های داخلی و در نتیجه تورم تأثیر بگذارد و از این طریق اثرات نامطلوب بر اقتصاد از خود جای بگذارد (Asgharpur et al., 2015). یکی از مباحث مهم در موضوعات اقتصاد کلان کشورها که در رابطه با نرخ ارز می‌باشد تبیین رابطه بین نوسان نرخ ارز و تعدیل قیمت کالاهای خارجی است که عبور (گذر یا انتقال) نرخ ارز[1] (ERPT) نامیده می‌شود (Sahminan, 2002). درجه عبور نرخ ارز بیانگر درصد تغییر قیمت داخلی کالاهای وارداتی به ازای یک درصد تغییر نرخ ارز بین کشورهای صادرکننده و واردکننده می‌باشد. در صورتی که تغییر نرخ ارز به میزان یک درصد منجر به تغییر یک درصد در قیمت داخلی کالاهای وارداتی گردد عبور نرخ ارز کامل است. اما اگر تغییر یک درصدی نرخ ارز موجب تغییر به میزان کمتر از یک درصد در قیمت داخلی کالاهای وارداتی شود، عبور نرخ ارز به صورت جزئی و ناقص است (Asgharpour and Mahdilo, 2014).

[1]. Exchange Rate Pass-Trough

بسته به ساختار بازار، ارزش و حجم واردات کالا یا محصول میزان تأثیر ارز و عبور آن به قیمت نهایی کالا یـا محصـول متفـاوت خواهد بود. در بخش کشاورزی، تولید بسیاری از محصولات و فرآورده‌های دام و طیور، اعم از گوشت مرغ، تخم مرغ، گوشـت قرمـز، شیر و لبنیات به قیمت نهاده‌های وارداتی ذرت و کنجاله سویا بستگی دارد. از این رو ثبات قیمت این نهاده‌ها نقش تعیین کننده‌ای در قیمت تمام شده محصولات مذکور خواهد داشت. بررسی‌ها نشان می‌دهد که قیمت ذرت وارداتی از سال ۱۳۹۰ تا سـال ۱۳۹۷ حـدود ۱/۵ برابر و قیمت کنجاله سویا وارداتی در همین دوره ۳/۵ برابر شده است. بنابراین، یکی از موضوعات مهـم بـرای صـاحب‌نظـران و کارشناسان این است که تخصیص ارز ترجیحی به واردات نهاده‌های دامی ذرت و کنجاله سویا تا چه میزان توانسته شتاب رشد قیمت این دو نهاده را کنترل نماید. موضوعی که تحقیق حاضر با بررسی میزان عبور نرخ ارز به قیمت این نهاده‌ها به آن پرداخته است.

مطالعات مختلفی به ویژه در خارج از کشور به بررسی اثر نرخ ارز و نوسانات آن بر سطوح مختلف قیمت‌های داخلی پرداخته‌اند. در ادامه به برخی از این مطالعات و مهم‌ترین یافته‌های آنها اشاره می‌شود:

خوشبخت و اخباری (Khoshbakht, and Akhbari, 2007) نحوه و میزان انتقال تغییرات نرخ ارز به شاخص‌های قیمت مصرف کننده و واردات را با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری و توابع واکنش تکانه‌ای و تجزیه واریانس چولسکی به صورت فصلی طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۶۹ مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های پژوهش نشان داد که انتقال تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات بیشتر از شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌باشد. این موضوع با سهم نسبتا بیشتر کالاهای قابل مبادله در شاخص قیمت واردات نسبت به شاخص قیمت مصرف کننده همخوانی دارد. سامتی و همکاران (Sameti et al., 2010) در پژوهشی فرضیه نامتقارن بودن اثرات نوسانات نرخ ارز بر روی سطح محصول و سطح قیمت ها را در اقتصاد ایران بررسی کردند. بر اساس نتایج این مطالعه، فرضیه متقارن بودن اثرات شوک‌های نرخ ارز بر سطح تولید پذیرفته می‌شود؛ در حالی که این فرضیه برای سطح قیمت‌ها پذیرفته نخواهد شد. پیش‌بهار و همکاران (Pishbahar, et al. 2014) میزان تاثیر عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مواد غذایی در ایران را بررسی کردند. به این منظور رهیافت خود توضیح برداری ساختاری و داده های فصلی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۰ به کار رفته است. نتایج تحقیق نشان داد که عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مواد غذایی ناقص بوده و کشش عبور نرخ ارز در کوتاه مدت حدود ۳ درصد و در بلندمدت حدود ۶ درصد می‌باشد. حسین‌زاد و رشید قلم (Hossein Zad and Rashid Qalam, 2017) تاثیر تغییر نرخ ارز بر قیمت نهاده‌های اصلی دام و طیور را بررسی کردند. در این پژوهش از الگوی خودرگرسیون برداری و الگوی رگرسیون به ظاهر نامرتبط استفاده شد. نتایج مطالعه می‌دهد که تغییرات نرخ ارز واقعی در دوره زمانی ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۱ تأثیر چندانی بر قیمت نهاده‌های مورد بررسی ندارد و فقط قیمت کنجاله سویا و پودر ماهی از آن تاثیر می‌پذیرد. نتایج حاکی از عدم وجود گذر کامل نرخ ارز و نیز عدم برقراری قانون قیمت واحد می‌باشد.

مصباحی و همکاران (Mesbahi et al. 2017) به بررسی تاثیر متغیرهای بنیادی و بی‌ثباتی درآمد نفتی بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران پرداختند. بدین منظور از مدل مارکوف سوئیچینگ و روش EGARCH بر اساس داده سال‌های ۹۳:۴-۱۳۶۹:۲ استفاده شد. طبق یافته‌های این مطالعه، دو رژیم درجه عبور نرخ ارز برای قیمت کالاهای وارداتی به ایران وجود دارد و درجه عبور نرخ ارز در هر دو رژیم بیش از واحد است. جاودان و همکاران (Javdan, et al., 2018) چگونگی انتقال قیمت جهانی به قیمت داخلی مواد غذایی منتخب در ایران را با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری مارکوف سوئیچینگ برای محصولات برنج، گندم، شکر و روغن‌های نباتی ارزیابی کردند. نتایج نشان داد مقدار عبور قیمت در رژیم دوم هر محصول در مقایسه با رژیم اول به مراتب بیشتر است؛ به عبارت دیگر، با وقوع بحران جهانی قیمت مواد غذایی، تغییر قابل توجهی در فرایند عبور قیمت رخ داده است. حسینی و

همکاران(Sadat Hoseyni et al., 2018) فرضیه تیلور مبنی بر نقش محیط تورمی بر درجه عبور نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات را در ایران بررسی کردند. به این منظور از داده‌های سری زمانی فصلی طی دوره ۹۴-۱۳۶۷ و مدل رگرسیون انتقال ملایم استفاده شد. یافته‌های تحقیق بیانگر این است که در اقتصاد ایران درجه عبور نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات در رژیم تورمی بالا بیشتر از رژیم تورمی پایین بوده و لذا فرضیه تیلور مورد تأیید قرار می‌گیرد. به طوری که درجه عبور نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات تحت رژیم تورمی پایین در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۳۰۴ و ۰/۰۹۱ و برای رژیم تورمی بالا به ترتیب معادل ۰/۵۸۲ و ۰/۷۲۰ بوده است.

وجدی و همکاران (Vajdi et al, 2018) با بررسی اثر سرریز ریسک نرخ ارز بر قیمت گوشت مرغ و نهاده‌های عمده‌ی وارداتی آن و همچنین سرریز ریسک بین دو بازار نهاده‌ها و گوشت مرغ کشور طی دوره زمانی ۹۴-۱۳۷۴ با استفاده از رهیافت ارزش در معرض ریسک و به طور خاص خانواده‌ی مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته چندمتغیره پرداخته و نشان داده اند که وجود ریسک‌های فراسو و فروسوی برای معامله‌گران تمامی بازارهای مذکور وجود دارد و سرریز ریسک معنی‌دار بین بازار نرخ ارز و بازار نهاده‌های تولیدی و بازار گوشت مرغ وجود داشته و شدت این سرریز برای ریسک فراسوی نرخ ارز بیشتر از ریسک فروسوی آن می‌باشد. همچنین با توجه به تأثیرپذیری بالای بازار نهاده‌ها از ریسک نرخ ارز، پیشنهاد شده است تا جای ممکن و به شرطی که اصل مزیت نسبی اجازه دهد به تولید بیشتر نهاده‌های استراتژیک مانند ذرت و سویا پرداخته شود.

عبدی سیدکلائی و همکاران (Abdi Seyyedkolaee et al., 2017) اثر عبور نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی را با استفاده از رگرسیون آستانه‌ای بررسی کردند. بر اساس نتایج، نرخ رشد ماهانه ۹/۱ درصد به عنوان نرخ آستانه شناسایی شد. عبور نرخ ارز بالای این آستانه معنی‌دار ولی پایین‌تر از آن از نظر آماری معنی‌دار نیست. بهرامشاه و همکاران (Baharumshah et al., 2017) با استفاده از مدل غیرخطی مارکوف سوئیچینگ اثر عبور نرخ ارز به قیمت‌های داخلی را در شش کشور آسیایی بررسی کردند. بر اساس نتایج دو رژیم شناسایی شد. همچنین مقدار عبور نرخ ارز ناقص بوده و به طور معنی‌داری در رژیم باثبات کمتر است. بین برآورد عبور ارز در رژیم‌های دوگانه و همچنین بین کشورهای مورد مطالعه تفاوت‌هایی وجود دارد. آلوارز و همکاران (Alvarez et al., 2019) اثر عبور نرخ ارز را بر قیمت محصولات وارداتی کشاورزی با استفاده از قیمت‌های عمده‌فروشی روزانه برآورد کردند. نتایج تحقیق در راستای مطالعاتی است که داده‌های با فرکانس کمتر استفاده کردند و عبور نرخ ارز ناقص و حدود ۵ درصد است. نوآوری کلیدی پژوهش با در نظر گرفتن رفتار غیرخطی نمایان شد، بدین ترتیب که اثر عبور نرخ ارز دو برابر شده و به ۱۰ درصد رسید زمانی که تغییرات نرخ ارز اسمی بیش از ۰/۵۵ درصد، تغییرات روزانه قیمت بیش از ۳/۱۲ درصد و عمر ذخایر یک محصول بیش از ۱۰ هفته بوده است. آریان و عربی (Arian and Arabi ,2020) با استفاده از داده‌های فصلی و الگوی خودتوضیح برداری، عبور نرخ ارز به قیمت‌ها را در کشور افغانستان مود بررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان داد که عبور نرخ ارز در این کشور ناقص است. قیمت‌های وارداتی در کوتاه‌مدت واکنش زیادی به عبور نرخ ارز دارند ولی در بلندمدت واکنش ملایم‌تر است. شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت رشد سریعی دارد ولی در بلندمدت روند صعودی ملایمی دارد.

قهرمان زاده و همکاران (Ghahremanzadeh et al, 2020) به بررسی انتقال قیمت جهانی و نرخ ارز به قیمت داخلی نهاده‌های عمده وارداتی دام و طیور کشور، یعنی ذرت، کنجاله سویا و جو در دوره ۲۰۰۰-۲۰۱۷ با روش روش تصحیح-خطای تک معادله‌ای مورد بررسی قرار داده اند. نتایج نشان می دهد که نهاده‌های ذرت و کنجاله سویا از قیمت‌های جهانی آنها و نرخ ارز در کشور بیشترین تاثیر را می‌پذیرند. با توجه به تاثیرپذیری قیمت‌های داخلی نهاده‌های مورد مطالعه از قیمت‌های جهانی آنها و نرخ ارز،

توصیه شده است که دولت در اجرای سیاست تنظیم بازار از سوی وزارت صمت، متناسب با قیمت هدف داخلی این نهاده‌ها از سیاستهای تجاری مناسب مانند نرخ تعرفه متناسب یا سهمیه وارداتی متناسب با نیاز داخل استفاده نموده تا نوسانات قیمت جهانی کمتر به داخل کشور منتقل گردد.

چنانچه مشاهده شد بررسی نتایج مطالعات اخیر حاکی از آن است که در اغلب مطالعات عبور نرخ ارز به قیمت‌های داخلی تأیید شده است هر چند که میزان عبور ناقص باشد. علاوه بر این، روش‌های غیرخطی به دلیل توانایی در شناسایی رژیم‌های متفاوت برای تحلیل رفتار متغیرها در الگو و برآورد مقدار عبور متمایز برای دوره‌های مختلف بر الگوهای خطی برتری دارند. در نتیجه این مطالعه با کاربرد مدل های غیرخطی و شناسایی رژیم های مختلف عبور نرخ ارز به قیمت نهاده های وارداتی به دنبال پاسخ به این سوال است که در زمانی که نرخ ارز با نرخ ترجیحی به واردات نهادهای دامی تخصیص یافته است آیا قیمت این نهاده تثبیت شده است؟ ضمنا نتایج این مطالعه برای تداوم اجرای این سیاست یا حتی تکرار آن در سال های آتی (تثبیت نرخ ارز) کاربرد دارد.

مواد و روش‌ها

عبور نرخ ارز به کالاهای وارداتی به صورت درصد افزایش در قیمت کالاهای وارداتی بر حسب پول داخلی در اثر یک درصد افزایش نرخ ارز شکل می‌گیرد. علاوه بر این، عبور نرخ ارز به قیمت کالاهای صادراتی به صورت درصد کاهش در قیمت کالاهای صادراتی بر حسب پول خارجی در نتیجه یک درصد افزایش نرخ ارز قابل بیان است. بنابراین عبور نرخ ارز رابطه بین تغییرات ارزش پول یک کشور و مبادله آن کشور را بررسی می‌کند. کم یا زیاد بودن عبور نرخ ارز توضیحی برای حساسیت کم یا زیاد حجم تجارت به تغییرات ارزش پول ملی است. نکته قابل ذکر این است که محدود نمودن درجه عبور نرخ ارز بین صفر و یک همواره صحیح نیست. درجه عبور نرخ ارز می‌تواند در شرایطی که منحنی تقاضا برای کالاهای مورد نظر کاملا محدب است بزرگتر از یک باشد که البته این منحنی‌ها از لحاظ تجربی کمیاب هستند (Shajari et al, 2006). در رابطه با عوامل مؤثر بر نرخ ارز دو دیدگاه عمده وجود دارد که در دیدگاه نخست بر نقش عواملی مانند قدرت بازاری و تبعیض قیمت در بازارهای بین‌المللی تأکید می‌ورزد. بر اساس این دیدگاه درجه عبور نرخ ارز از طریق متغیرهایی نظیر کشش قیمتی تقاضا و ساختار بازار تعیین می‌شود که مستقل از نظام‌های پولی کشورهاست. دیدگاه مقابل که توسط تیلور(Taylor, 2000) مطرح شده است درجه عبور نرخ ارز را وابسته به شرایط تورمی کشورها می‌داند (Kazerooni et al, 2012). بر اساس دیدگاه دوم، ارتباط بین درجه عبور نرخ ارز و محیطهای تورمی به این صورت است که با افزایش قیمت‌ها نسبت به افزایش هزینه‌ها در نتیجه افزایش نرخ ارز کشورهایی که از تورم بالایی برخوردارند همواره دارای درجه عبور نرخ ارز بیشتری بوده‌اند و در کشورهایی که دارای تورم پایینی می‌باشند درجه عبور نرخ ارز به نسبت پایین می‌باشد (Asgharpour, and Mahdilo, 2014).

در دهه ۱۹۷۰ نخستین مطالعات در حوزه اثر عبور نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات آغاز، اما بعدها محدوده این مطالعات گسترده‌تر و بررسی‌هایی در زمینه اثر نرخ ارز بر سطح قیمت تولیدات داخلی و صادرات انجام شده است (Sadat Hoseyni et al.,2018). اولین بار دورنبوش (Dornbusch, 1987) به طور دقیق و با استفاده از مدل به موضوع نحوه انتقال تغییرات نرخ ارز به شاخص قیمت‌ها پرداخته است. به عبارتی مطالعه دورنبوش پایه‌گذار سایر مطالعات درباره نحوه انتقال تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌ها بوده است. وی در مطالعه خود رابطه نرخ ارز و قیمت‌های داخلی را بر حسب میزان تمرکز بازار، جانشینی واردات و تولیدات داخلی

مورد بررسی قرار داده است. در مجموع می‌توان اهم دلایل بررسی فرایند و میزان عبور تغییرات نرخ ارز به قیمت‌ها را به صورت زیر خلاصه کرد (Khoshbakht, and Akhbari, 2007):

الف) پیش‌بینی تورم و تنظیم سیاست پولی در واکنش به تکانه‌های تورمی

ب) درک اثر عبور تغییرات نرخ ارز در سطح بخشی و کلان و ارائه چشم‌اندازی از قدرت بازاری بین‌المللی برخی از صنایع خاص

ج) اثر عبور تغییر نرخ ارز بر جریان تجارت خارجی

الگوهای خطی گرچه در بسیاری از موارد برازش‌کننده خوبی هستند، اما قادر به تبیین الگوهای پویای غیرخطی متغیرها نیستند. دراین راستا، الگوهای غیرخطی ارائه شدند (Abbasinejad, and Ebrahimi, 2014). در الگوهای غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیری که الگوسازی روی آن انجام می‌شود در وضعیت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند. الگوهای غیرخطی از لحاظ سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به دو گروه عمده تقسیم می‌شوند. در برخی از این الگوهای غیرخطی مانند STAR و شبکه‌های عصبی مصنوعی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به صورت ملایم و آهسته انجام می‌گیرد. اما در بعضی دیگر از این الگوها انتقال به سرعت انجام می‌گیرد که الگوی مارکوف سوئیچینگ از این نوع می‌باشد. در الگوهای STAR و شبکه‌های عصبی مصنوعی فرایند تبدیل رژیم تدریجی است و فرآیند تعدیل به وضعیت سیستم بستگی دارد. در الگوی مارکوف سوئیچینگ تبدیل رژیم به صورت برون‌زا در نظر گرفته می‌شود (Enders, 2004; Salehi Sarbijan et al., 2013). الگوی مارکوف سوئیچینگ از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. به طوری‌که با تغییر معادلات در رژیم‌ها این امکان را فراهم می‌آورد تا مدل بتواند الگوهای پویای پیچیده‌ای را توضیح دهد. ویژگی بدیع مارکوف سوئیچینگ این است که مکانیسم تغییر رژیم در این الگو به یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیره‌ی مارکوف مرتبه‌ی اول پیروی می‌کند. به عبارت دیگر، مقدار متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره قبل بستگی دارد. بنابراین الگوی مارکوف سوئیچینگ برای توضیح داده‌هایی که الگوهای رفتاری گوناگونی در بازه‌های زمانی مختلف نشان می‌دهند مناسب است (Barghi Ouskuei and Shahbaz zadeh, 2014).

در مدل‌های تبدیل مارکوف اولا امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. در عین حال در این مدل به صورت دورن‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری تعیین می‌شوند. ثانیا تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به عنوان ویژگی‌های این مدل‌ها لحاظ شود. به عبارت دیگر، مدل تبدیل مارکوف از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. ثالثا این مدل فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌نماید، همچنین قادر به برآورد همزمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته مشروط به درون‌زا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (رژیم‌های مختلف) می‌باشد (Asgharpour and Mahdilo, 2014).

الگوهای مارکوف سوئیچینگ یک روش متداول برای بررسی و تعیین عدم تقارن است. این الگوها توسط گلدفلد و کوانت(Goldfeld and Quant, 1973) بر اساس رگرسیون‌های چرخشی ارائه شد. گام اصلی توسعه این الگوها توسط همیلتون(Hamilton, 1994) صورت گرفت که این روش را برای داده‌های وابسته به ویژه الگوهای خودتوضیح به کار گرفت. مهم‌ترین مساعدت الگوسازی در این زمینه، ترکیب الگوی مارکوف سوئیچینگ با الگوی خودتوضیح برداری توسط همیلتون (Hamilton, 1994) و کرالزیگ (Krolzig, 1998) است.

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 (Krolzig, 2001):

$$p_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \qquad \sum_{j=1}^{M} p_{ij} = 1 \qquad \forall\, i,j \qquad \in \{1, \dots, M\} \qquad (۱)$$

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

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix} \qquad (۲)$$

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

اگر تعداد رژیم‌ها برابر دو فرض شوند و S_t از فرایند مارکوف مرتبه اول تبعیت کند می‌توان نوشت:

$$P = \begin{bmatrix} P((S_t = 1 | S_{t-1} = 1)) & P((S_t = 2 | S_{t-1} = 1)) \\ P((S_t = 1 | S_{t-1} = 2)) & P((S_t = 2 | S_{t-1} = 2)) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} \\ P_{12} & P_{22} \end{bmatrix} \qquad (۳)$$

پس در ماتریس انتقال هر یک از اجزاء به صورت زیر است:

$$\begin{cases} P_{11} = \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) \\ P_{21} = \Pr(S_t = 2 | S_{t-1} = 1) \\ P_{12} = \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 2) \\ P_{22} = \Pr(S_t = 2 | S_{t-1} = 2) \end{cases} \qquad (۴)$$

در این حالت P_{11} احتمال این است که در دوره t رژیم یک برقرار باشد به شرطی که در دوره t-1 نیز همین رژیم حاکم بوده است. P_{22} نیز بیانگر احتمال قرارگیری در رژیم دوم است به شرطی که در دوره t-1 نیز در رژیم دوم قرار داشته است. P_{12} احتمال جابجایی Y_t از رژیم اول در دوره t-1 به رژیم دوم در دوره t است. P_{21} نیز احتمال جابجایی Y_t از رژیم دوم در دوره t-1 به رژیم اول در دوره t را نشان می‌دهد. مقادیر P_{12} و P_{21} را می‌توان به ترتیب زیر محاسبه کرد (Krolzig, 2001; Souri, 2015).

$$P_{21} = (1 - P_{22}) \;, P_{12} = (1 - P_{11}) \qquad (۵)$$

الگوهای مذکور می‌توانند در حالت‌های متفاوت از جمله الگوهای خودتوضیح (AR)، خودتوضیح برداری (VAR)، رگرسیون ساده و ... برآورد شوند. با توجه به اینکه چه جزئی از اجزاء الگو ثابت یا متغیر باشند می‌توان به تصریح متفاوتی از این الگو دست یافت که برای شناسایی الگوی بهینه از آماره‌های تشخیصی استفاده می‌شود. برای نمونه در جدول (۴) انواع الگوهای MS-AR معرفی شده است.

جدول ۱- الگوهای مختلف مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح (MS-AR)

		MSM	MSI		
		میانگین (μ) متغیر	میانگین (μ) ثابت	عرض از مبدأ (α) متغیر	عرض از مبدأ (α) ثابت
Aj ثابت	واریانس ($\sum$) ثابت	MSM-AR	Linear AR	MSI-AR	Linear AR
	واریانس ($\sum$) متغیر	MSMH-AR	MSH-AR	MSIH-AR	MSH-AR
Aj متغیر	واریانس ($\sum$) ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA-AR	MSA-AR
	واریانس ($\sum$) متغیر	MSMAH-AR	MSAH-AR	MSIAH-AR	MSAH-AR

تعریف نمادها	M: میانگین	H: واریانس	A: پارامتر خودتوضیح	I: عرض از مبدأ

مأخذ:(Krolzig, 1998)

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

به منظور نیل به هدف پژوهش، از داده‌های سری زمانی با تواتر ماهانه شامل قیمت نهاده‌ها در بازار داخلی، نرخ ارز رسمی و قیمت جهانی کالاها طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۸ بهره گرفته شد. داده‌های مذکور، از گزارش‌های قیمتی شرکت سهامی پشتیبانی امور دام کشور، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و شورای بین‌المللی غلات استخراج و گردآوری و نتایج مدل با استفاده از نرم‌افزار Ox-Metrics professional 7.2 شد.

نتایج و بحث

نخستین اقدام در برآورد الگو با داده‌های سری زمانی، بررسی وضعیت ایستایی متغیرهای مورد مطالعه است. در این راستا از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فول تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP) استفاده شد. طبق نتایج که در جدول شماره (۲) گزارش شده است، همه متغیرهای حاضر در الگوهای برآوردی در سطح پایا نبوده و با تفاضل‌گیری مرتبه اول ایستا شده‌اند، لذا جمعی از مرتبه یک یا I(1) هستند. با توجه به مرتبه جمعی یکسان متغیرها، برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو می‌تواند نتایج مورد اعتمادی داشته باشد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد استفاده در مطالعه

آزمون	آماره در	قیمت ذرت داخلی	قیمت ذرت وارداتی	قیمت جهانی ذرت	نرخ ارز	قیمت کنجاله سویا داخلی	قیمت کنجاله سویا وارداتی	قیمت جهانی کنجاله سویا
دیکی فولر	سطح	-۱/۵۹	-۱/۶۹	-۱/۶۳	-۲/۹۹	-۲/۳۸	-۳/۱۳	-۲/۳۶
تعمیم یافته	تفاضل اول	-۶/۱۱	-۶/۶۰	-۹/۰۱	-۷/۲۰	-۱۰/۴۴	-۶/۳۹	-۸/۱۷
فیلیپس و	سطح	-۰/۳۹	-۱/۰۶	-۱/۶۳	-۲/۵۷	-۲/۴۱	-۲/۱۷	-۲/۲۷
پرون	تفاضل اول	-۵/۷۳	-۶/۲۳	-۸/۹۴	-۶/۹۴	-۱۰/۴۷	-۵/۸۱	-۸/۱۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش *آماره آزمون ADF و PP در سطح معنی‌داری یک و پنج درصد به ترتیب ۴/۰۳- و ۳/۴۴- می‌باشد.

پس از آزمون ریشه واحد، به منظور شناسایی الگوی مناسب برای هر نهاده، تصریح‌های متفاوتی از الگوهای مارکوف سوئیچینگ مورد برآورد قرار گرفت. در نهایت برای نهاده ذرت الگوی رگرسیونی MSIAH سه رژیمه و برای نهاده کنجاله سویا الگوی رگرسیونی MSIAH با دو رژیم به عنوان الگوهای برتر شناسایی شدند. در این الگو عرض از مبدأ، پارامتر خودتوضیح و واریانس بین رژیم‌ها متفاوت هستند. نتایج مربوط به برآورد الگوی مذکور برای هر یک از نهاده‌های ذرت و کنجاله سویا در جدول شماره (۲) گزارش شده است که در آن، قیمت هر نهاده وارداتی تابعی از وقفه‌های قیمت خود کالا، نرخ ارز رسمی، قیمت جهانی کالا و قیمت کالای مشابه داخلی (تولید داخل نهاده) در نظر گرفته شده است. آزمون‌های تشخیصی برای برآوردهای صورت گرفته حاکی از شرایط مناسب و قابل قبول این برآوردها است. طبق نتایج آزمون خطی بودن LR، رگرسیون مبتنی بر رژیم بر رگرسیون خطی

برتری دارد. نتایج آزمون نرمالیتی نیز بیانگر نرمال بودن توزیع پسماندهای هر دو الگو بوده و فرضیه ناهمسانی واریانس در آزمون اثرات ARCH رد شده است.

چنانچه نتایج نشان می‌دهند در الگوی برآوردی برای ذرت، ضریب وقفه اول ارز رسمی در رژیم صفر و یک معنی‌دار بوده، ولی در رژیم دو معنی‌دار نیست. پس می‌توان گفت که نرخ ارز از متغیرهای مؤثر در تغییرات قیمت داخلی ذرت در کشور است، هر چند که میزان این تأثیر در دوره‌های زمانی متفاوت است. اثر تغییرات قیمت جهانی ذرت با یک وقفه بر قیمت داخلی آن تأثیرگذار است. امری که قابل انتظار است و انتقال تغییرات قیمت جهانی به قیمت داخلی فرایندی زمانبر بوده و فورا اتفاق نمی‌افتد. تفاوت سطح معنی‌داری متغیرها در رژیم‌های سه گانه نیز گویای این واقعیت است که اثرگذاری هر یک از عوامل در دوره‌های مختلف زمانی متغیر بوده است. برای کنجاله سویا نرخ ارز در رژیم یک اثر معنی‌دار مثبت بر قیمت این کالا دارد. اثر تغییرات قیمت‌های جهانی با وجود علامت مثبت در وقفه اول، از نظر آماری معنی‌دار نیستند. در هر دو رژیم شناسایی شده، اثر تغییرات قیمت کنجاله سویا داخلی با یک وقفه مثبت و معنی‌دار است. در رژیم دوم، اثر تغییرات قیمت کنجاله سویا داخلی با دو وقفه نیز معنی‌دار است. با توجه به اینکه بخش قابل توجهی از کنجاله سویا مورد نیاز از محل دانه سویا وارداتی و تولید داخلی در کارخانجات داخل کشور تولید می‌شود، از این رو بر قیمت کنجاله سویا وارداتی نیز اثر معنی‌داری دارد. همین نکته مهم باید در تحلیل رفتار و الگوهای شناسایی شده برای دو نهاده ذرت و کنجاله سویا مدنظر قرار گیرد. در مورد ذرت سهم عمده نیاز کشور از محل واردات تأمین می‌شود و لذا قیمت بازار داخلی مستقیما تحت تأثیر قیمت‌های جهانی این کالا است. اما در خصوص کنجاله سویا با توجه به اینکه سهم قابل توجهی از کنجاله مورد نیاز از محل دانه سویای وارداتی در داخل تولید می‌شود و لذا طبق انتظار ارتباط متقابلی بین قیمت کنجاله سویای وارداتی و تولید داخلی شکل می‌گیرد.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی رگرسیونی MSIAH برای نهاده‌های ذرت و کنجاله سویا

کالا	ذرت			کنجاله سویا	
متغیر	S_t= 0 رژیم صفر	S_t= 1 رژیم یک	S_t= 2 رژیم دو	S_t= 0 رژیم صفر	S_t= 1 رژیم یک
عرض از مبدأ	۳۷/۲۸ (۰/۲۸)	−۵۹/۳۸ (۰/۳۲)	۶۲۷/۳۷*** (۰/۰۰)	۱۹۰/۰۸ (۰/۶۹)	−۸۵/۵۱** (۰/۰۳)
تغییر قیمت کالا با یک وقفه	۰/۵۱*** (۰/۰۰)	۰/۲۳** (۰/۰۴)	−۰/۰۷۷ (۰/۶۸)	۰/۲۳ (۰/۳۵)	۰/۱۱ (۰/۲۴)
تغییر قیمت کالا با دو وقفه	−۰/۲۰* (۰/۰۸)	−۰/۱۱ (۰/۳۴)	۰/۲۵ (۰/۲۴)		
تغییر قیمت کالا با سه وقفه	−۰/۱۳ (۰/۱۹)	−۰/۱۵ (۰/۲۰)	۰/۵۲** (۰/۰۴)		
تغییر قیمت کالا با چهار وقفه	۰/۲۱ (۰/۱۱)	−۰/۲۳* (۰/۰۶)	−۱/۱۶*** (۰/۰۰)		
وقفه اول ارز رسمی	۰/۱۲** (۰/۰۵)	۰/۲۰*** (۰/۰۰)	۰/۲۹ (۰/۲۴)	۰/۰۸ (۰/۸۲)	۰/۱۹*** (۰/۰۰)
تغییر قیمت جهانی کالا با یک وقفه	۳/۸۹* (۰/۱۰)	−۶/۱۶ (۰/۳۶)	۵/۲۸ (۰/۱۲)	۱۶/۰۲ (۰/۱۲)	۲/۱۳ (۰/۲۲)
تغییر قیمت جهانی کالا با دو وقفه				−۸/۳۳ (۰/۴۹)	−۰/۹۸ (۰/۵۲)
تغییر قیمت جهانی کالا با سه وقفه				−۱۴/۴۵	−۰/۳۹

کالا	ذرت			کنجاله سویا	
متغیر	S_t= 0 رژیم صفر	S_t= 1 رژیم یک	S_t= 2 رژیم دو	S_t= 0 رژیم صفر	S_t= 1 رژیم یک
				(۰/۲۸)	(۰/۸۰)
تغییر قیمت کالای داخلی با یک وقفه				۰/۳۴**	۰/۳۱***
				(۰/۰۵)	(۰/۰۰)
تغییر قیمت کالای داخلی با دو وقفه				۰/۰۸	−۰/۱۳***
				(۰/۶۰)	(۰/۰۱)
Sigma (σ2)	۱۵۹/۹۱ [۲۰/۹۵]	۴۱۱/۱۷ [۳۹/۲۲]	۲۴۷/۳۰ [۴۳/۵۱]	۱۴۶۷/۷۸ [۲۲۷/۹]	۲۴۰/۱۲ [۳۶/۳]
p_{0|0}		۰/۹۳ [۰/۰۳]		۰/۷۵ [۰/۰۹]	
p_{0|1}		۰/۰۳۸ [۰/۰۲]			
p_{1|1}				۰/۸۶ [۰/۰۴]	
p_{2|2}		۰/۸۳ [۰/۰۸]			
		آزمون‌های تشخیصی			
AIC		۱۴/۸۱		۱۵/۹۳	
دوره زمانی		۱۳۹۸:۹−۱۳۸۸:۱		۱۳۹۸:۹−۱۳۸۸:۱	
آزمون خطی بودن LR		۴۵/۹۳ (۰/۰۰)***		۱۱۵/۸۹ (۰/۰۰)***	
آزمون نرمالیتی		۲/۹۸ (۰/۲۲)		۲/۷۲ (۰/۲۵)	
آزمون ARCH		۰/۸۳ (۰/۳۶)		۱/۵۷ (۰/۲۱)	
آزمون Portmanteau		۳۲/۰۳ (۰/۶۵)		۳۵/۱۶ (۰/۵۰)	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول شماره (۴) جزئیات طبقه‌بندی رژیم‌های شناسایی شده برای هر یک از نهاده‌های ذرت و کنجاله سویا گزارش شده است. برای ذرت، رژیم یک با دوره زمانی ۵۶ ماه و متوسط دوره زمانی قرارگیری ۱۸/۷ ماه، طولانی‌ترین رژیم برای این نهاده به حساب می‌آید و حدود ۴۵ درصد از مشاهدات در این رژیم قرار گرفته است. این امر گویای پایداری بالای رفتار داده در این رژیم است. ۴۸ ماه از رفتار مدل نیز در رژیم صفر توجیه شده است که بیش از ۳۸ درصد دوره زمانی پژوهش را شامل می‌شود. مجموع دوره رژیم شماره دو نیز ۲۰ ماه بوده که بیش از ۱۶ درصد دوره زمانی مطالعه را پوشش می‌دهد. بررسی دوره زمانی و متوسط دوره زمانی برای هر رژیم در مورد ذرت گویای پایداری نسبتا بالای رژیم‌ها است و تغییر رژیم برای این نهاده تعدد بالایی ندارد. اما در مورد کنجاله سویا شرایط متفاوت‌تری حاکم است، به نحوی که متوسط طول دوره برای رژیم صفر و یک به ترتیب ۳/۹ و ۷/۸ ماه بوده است. حدود ۳۱ درصد دوره زمانی مطالعه در رژیم صفر و بیش از ۶۸ درصد آن در رژیم یک قرار گرفته است. در این مورد، رژیم شماره یک پایداری بیشتری نسبت به رژیم شماره صفر دارد.

جدول ۴. طبقه‌بندی دوره زمانی رژیم‌ها

محصول	ذرت				کنجاله سویا			
رژیم	دوره زمانی	تعداد ماه	متوسط طول دوره (ماه)	جمع ماه‌ها (درصد)	دوره زمانی	تعداد ماه	متوسط طول دوره (ماه)	جمع ماه‌ها (درصد)
۰	۱۳۹۱:۴− ۱۳۸۸:۶	۳۵	۱۶	۴۸ (۳۸/۷٪)	۱۳۹۱:۵−۱۳۹۰:۱۱	۷	۳/۹	۳۹ (۳۱٪/۲)
	۱۳۹۵:۳− ۱۳۹۴:۷	۹			۱۳۹۲:۲−۱۳۹۱:۱۰	۵		
		۴			۱۳۹۲:۴−۱۳۹۲:۶	۲		
	۱۳۹۷:۴−				۱۳۹۲:۱۲−	۱		
					۱۳۹۲:۱۲	۱		

محصول	ذرت				کنجاله سویا			
رژیم	دوره زمانی	تعداد ماه	متوسط طول دوره (ماه)	جمع ماه‌ها (درصد)	دوره زمانی	تعداد ماه	متوسط طول دوره (ماه)	جمع ماه‌ها (درصد)
۱	۱۳۹۷:۱ ۱۳۹۴:۶–۱۳۹۱:۸ ۱۳۹۶:۱۲–۱۳۹۵:۵ ۱۳۹۸:۹–۱۳۹۸:۹	۳۵ ۲۰ ۱	۱۸/۷	۵۶ (۴۵/۲٪)	۱۳۹۳:۳–۱۳۹۳:۳ ۱۳۹۳:۱۲–۱۳۹۳:۹ ۱۳۹۵:۱۱–۱۳۹۵:۱۰ ۱۳۹۶:۹–۱۳۹۶:۷ ۱۳۹۷:۲–۱۳۹۶:۱۲ ۱۳۹۸:۷–۱۳۹۷:۹ ۱۳۹۰:۱۰–۱۳۸۸:۵ ۱۳۹۱:۹–۱۳۹۱:۶ ۱۳۹۲:۵–۱۳۹۲:۳ ۱۳۹۲:۱۱–۱۳۹۲:۸ ۱۳۹۳:۲–۱۳۹۳:۱ ۱۳۹۳:۸–۱۳۹۳:۴ ۱۳۹۵:۹–۱۳۹۴:۱ ۱۳۹۶:۶–۱۳۹۵:۱۲ ۱۳۹۶:۱۱–۱۳۹۶:۱۰ ۱۳۹۷:۸–۱۳۹۷:۳ ۱۳۹۸:۹–۱۳۹۸:۸	۴ ۲ ۳ ۳ ۱۱ ۳۰ ۴ ۳ ۴ ۲ ۵ ۲۱ ۷ ۲ ۶ ۲	۷/۸	۸۶ (۶۸٪/۸)
۲	۱۳۹۱:۷–۱۳۹۱:۵ ۱۳۹۵:۴–۱۳۹۵:۴ ۱۳۹۸:۸–۱۳۹۷:۵	۳ ۱ ۱۶	۶/۷	۲۰ (۱۶/۱٪)	--	-	-	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، نتایج مربوط به میزان عبور نرخ ارز به قیمت دو نهاده که برای هر رژیم به صورت جداگانه محاسبه شده است در جدول شماره (۵) گزارش شده است. بر این اساس، عبور نرخ ارز برای ذرت در رژیم‌های صفر و یک معنی‌دار ولی در رژیم شماره دو از نظر آماری بی معنی است. در کوتاه‌مدت، میزان عبور نرخ ارز در رژیم صفر ۱۲ درصد و در رژیم یک ۲۰ درصد بوده، در صورتی که در بلندمدت این مقدار در رژیم‌های مذکور به ترتیب برابر ۲۰ و ۱۶ درصد برآورد شده است. در خصوص کنجاله سویا میزان عبور نرخ ارز در رژیم صفر از لحاظ آماری بی‌معنی است. در صورتی که در رژیم یک میزان عبور معنی‌دار و در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۱۹ و ۰/۲۲ است. بررسی مقادیر عبور نرخ ارز در رژیم‌های مختلف برای دو نهاده بیانگر این است که حداکثر مقدار عبور برای ذرت و کنجاله سویا به ترتیب ۲۰ و ۲۲ درصد است. این یافته نشان می‌دهد که فرایند عبور نرخ ارز به قیمت داخلی نهاده‌های مورد مطالعه ناقص است و در بیشترین حالت از حدود ۲۰ درصد بالاتر نمی‌رود. بررسی دوره زمانی مربوط به رژیم‌های هر دو نهاده حاکی از این است که نتایج طبق انتظار است. به طوری که در مورد ذرت ۱۶ ماه از دوره اجرای سیاست ارز ترجیحی بعد از سال ۱۳۹۷ در رژیم شماره دو قرار دارد که عبور نرخ ارز معنی‌دار نیست. این امر بیانگر این است که تخصیص ارز ۴۲۰۰۰ ریالی توانسته است ابزار سیاستی مؤثری در کنترل اثر نوسانات نرخ ارز بر قیمت این نهاده مهم وارداتی باشد. در مورد کنجاله سویا ۱۲ ماه از دوره تخصیص

ارز ترجیحی در رژیم صفر قرار گرفته و میزان عبور نرخ ارز در این دوره معنی‌دار نبوده است. این رویداد از این منظر حائز اهمیت است که نرخ ارز در بازار آزاد در بازه زمانی اسفند ماه ۱۳۹۶ تا آذر ماه ۱۳۹۸ با افزایش حدود ۱۷۵ درصدی از ۴۶۴۳۴ ریال به ۱۲۷۵۵۶ ریال رسیده است. در حالی که رشد قیمت ذرت و کنجاله سویا در بازارآزاد در همین دوره به ترتیب ۵۸ و ۲۵ درصد بوده است. شایان ذکر است که در دوره مذکور برای این نهاده‌ها و کالاهای مشمول ارز ترجیحی قیمت تثبیتی و مصوب اجرایی شده است که از قیمت بازار آزاد پایین‌تر بوده است. به عبارت دیگر در صورت عدم تثبیت نرخ ارز برای واردات نهاده‌های دامی، شوک‌های قیمتی متناسب با شوک ارزی در بازار آزاد در بازار نهاده‌های دامی نیز اتفاق می‌افتاد. علاوه بر این در تحلیل قیمت داخلی این دو نهاده که عمدتا از طریق واردات تأمین می‌شوند باید به قیمت‌های جهانی نیز به عنوان یک عامل مهم و تعیین کننده در قیمت داخلی این نهاده‌ها توجه داشت و هر گونه افزایش در قیمت‌های جهانی مستقیما قیمت‌های داخلی را تحت تأثیر قرار خواهد داد.

جدول۵ – میزان عبور نرخ ارز در رژیم‌های مختلف

محصول	ذرت		کنجاله سویا	
رژیم	کوتاه مدت	بلندمدت	کوتاه‌مدت	بلندمدت
۰	۰/۱۲**	۰/۲۰*	۰/۰۸	۰
۱	۰/۲۰***	۰/۱۶***	۰/۱۹***	۰/۲۲***
۲	۰/۰۳	۰	–	–

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* نشان دهنده معنی داری در سطح ۱۰ درصد، ** نشان دهنده معنی داری در سطح ۵درصد و *** نشان دهنده معنی‌داری در سطح ۱ درصد است.
اعداد داخل پرانتز نشان دهنده سطح معنی‌داری می‌باشند.

با اینکه نتایج نشان می‌دهد که در دوره اجرای سیاست ارز ترجیحی برای واردات نهاده‌های دامی، عبور نرخ ارز در تعداد ماه‌های زیادی معنی‌دار نبوده است ولی قیمت‌های شکل گرفته در بازار محصولات پروتئینی و به ویژه گوشت مرغ و تخم مرغ باعث شد که انتقادات در مورد این سیاست افزایش یابد. در این خصوص باید به این نکته مهم توجه شود که نهاده‌های وارداتی مشمول سیاست ارز ترجیحی صرفا بخشی از هزینه‌های تولید محصولات پروتئینی را تشکیل می‌دهند و در فضای تورمی اقتصاد کشور سایر هزینه‌های ریالی از قبیل دستمزد، اجاره، حمل و نقل و ... با رشد سطح عمومی قیمت‌ها افزایش یافته و منجر به افزایش قیمت تمام شده محصولات نهایی از قبیل گوشت مرغ و تخم مرغ شده است. علاوه بر این، اجرای چنین سیاست‌هایی که در فضای دو قیمتی با شکاف بسیار زیاد انجام می‌شود نیاز به ابزارهای نظارتی خیلی قوی دارد. در بازار نهاده‌های دامی با وجود سامانه بازارگاه این موضوع تا حد زیادی مرتفع شده و تخصیص نهاده بر مبنای نیاز جیره‌ای واحدهای تولیدی صورت می‌گرفت. ارتقای عملکرد و ابزارهای سامانه بازارگاه و توسعه ارتباط آن با سایر سامانه‌های نظارتی از قبیل سامانه جامع تجارت، سامانه گمرک و ... می‌تواند اقدام مؤثری در راستای تأمین و توزیع هدفمند نهاده برای واحدهای فعال تولیدی باشد و از هدررفت منابع جلوگیری کند. البته قابل ذکر است که کمیت کافی و دسترسی به هنگام و مطابق با نیاز تولید کننده از عوامل مهمی است که بر دسترسی به نهاده‌ها موثر است. در این راستا تخصیص و تأمین به موقع ارز مورد نیاز و تسهیل انتقال آن به خارج از کشور می‌تواند از نوسانات و شوک‌های قیمتی در بازار این نهاده‌ها بکاهد.

نتیجه گیری و پیشنهادها

مدیریت فرایند تأمین نهاده‌هایی که بخش قابل توجهی از آنها وارد می‌شود، از اهمیت بالایی برخوردار است. یکی از عوامل مهم در قیمت داخلی نهاده‌های دامی وارداتی، نرخ ارز است. با توجه به اهمیت تأمین کافی و به موقع نهاده‌های دامی، سیاست دولت برای واردات ذرت و کنجاله سویا تخصیص ارز ترجیحی بوده است که از فروردین ماه ۱۳۹۷ این نرخ ثابت بوده است. با توجه به اینکه تخصیص ارز ترجیحی با هدف ثبات بخشی به بازار این نهاده‌ها و طبعا بازار محصولات مرتبط است، لذا در این راستا، مطالعه حاضر به بررسی اثر نرخ ارز و میزان عبور آن به قیمت دو نهاده مهم وارداتی ذرت و کنجاله سویا پرداخته است. به این منظور از آمار و اطلاعات ماهانه در دوره ۹۸:۸-۱۳۸۸:۱ و الگوی رگرسیونی مارگوف سوئیچینگ برای نیل به هدف تحقیق استفاده شد. یافته‌های پژوهش نشان داد که طبق نتایج آزمون خطی بودن الگو، متغیرها دارای ارتباط و رفتار غیرخطی بوده و بکارگیری الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ، مناسب است. شناسایی رژیم‌ها بر اساس رفتار متغیر وابسته مدل که در این مطالعه قیمت نهاده (ذرت یا کنجاله سویا) می باشد، صورت می گیرد. از این رو برای ذرت ۳ (سه) رژیم با تلاطم بالا، متوسط و پایین و برای کنجاله سویا ۲ (دو) رژیم با تلاطم بالا و پایین شناسایی شد که در قالب الگوی مطالعه و بر مبنای رفتار متغیر در دوره‌های زمانی مختلف و بدون دخالت پژوهشگر صورت گرفته است. بر اساس نتایج، برای ذرت سه رژیم و برای کنجاله سویا دو رژیم شناسایی گردید. رژیم‌های شناسایی شده برای نهاده‌های مورد بررسی، پایدار بوده است. نتایج پژوهش بیانگر این است که فرایند عبور نرخ ارز به قیمت داخلی نهاده‌های ذرت و کنجاله سویا نامتقارن بوده و میزان عبور در برخی از رژیم‌ها صفر بوده و یا از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است. عبور نرخ ارز برای ذرت در رژیم‌های صفر و یک معنی‌دار بوده و در کوتاه‌مدت، میزان عبور در رژیم صفر و یک به ترتیب ۱۲ و ۲۰ درصد بوده، در صورتی که میزان عبور بلندمدت در رژیم‌های مذکور به ترتیب برابر ۲۰ و ۱۶ درصد برآورد شده است. برای کنجاله سویا میزان عبور نرخ ارز در رژیم یک معنی‌دار و میزان عبور در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۱۹ و ۰/۲۲ است. یافته‌ها حاکی از این است که عبور نرخ ارز در همه رژیم‌های مربوط به هر دو نهاده، ناقص روی داده است. در مورد ذرت ۱۶ ماه از دوره اجرای سیاست ارز ترجیحی بعد از سال ۱۳۹۷ در رژیم شماره دو قرار دارد که عبور نرخ ارز معنی‌دار نیست. در مورد کنجاله سویا ۱۲ ماه از دوره تخصیص ارز ترجیحی در رژیم صفر قرار گرفته و میزان عبور نرخ ارز در این دوره معنی‌دار نبوده است. این امر بیانگر این است که تخصیص ارز ۴۲۰۰۰ ریالی توانسته است ابزار سیاستی مؤثری در کنترل اثر نوسانات نرخ ارز بر قیمت این نهاده‌های مهم وارداتی باشد. اما باید اذعان داشت که این سیاست صرفا آثار نوسان نرخ ارز بر قیمت این نهاده‌ها را کنترل کرده است و برخی متغیرها از قبیل قیمت‌های جهانی همچنان اثر افزایشی خود را بر قیمت داخلی این نهاده‌ها داشته است. علاوه بر این، هزینه سایر نهاده‌ها با رشد سطح عمومی قیمت‌های داخلی افزایش یافته و منجر به افزایش قیمت تمام شده محصولات نهایی از قبیل گوشت مرغ و تخم مرغ و تلاطم در بازار این کالاها شده است. در مجموع می‌توان گفت بازار این نهاده‌ها مستقیماً تحت تأثیر نرخ ارز تخصیص یافته برای واردات است، لذا این موضوع باید در سیاستگذاری‌های آتی مدنظر قرار گیرد. از آنجا که سیاست تخصیص ارز ترجیحی به نرخ ثابت نیازمند فرایند اداری و نظارتی چابک و گسترده‌ای در طول زنجیره ارزش محصولات مرتبط است و از سوی دیگر به دلیل اینکه تداوم یارانه ارزی می‌تواند رشد بهروری در بخش‌های مرتبط را تحت‌الشعاع قرار دهد، از این رو و با در نظر گرفتن منابع ارزی دولت، اجرای سیاست مشابهی توصیه نمی‌شود. در این راستا پیشنهاد می‌شود با اینکه پرداخت جبرانی به خانوارها به عنوان حلقه پایانی مصرف بعد از تغییرات سیاست ارز ترجیحی در حال اجرا هست، ولی باید اعطای تسهیلات لازم برای تامین مالی تولیدکنندگان به عنوان تقاضاکنندگان نهاده‌های وارداتی، اجرایی شود. همچنین، ارتقای عملکرد و ابزارهای سامانه بازارگاه و توسعه ارتباط آن با سایر سامانه‌های نظارتی از قبیل سامانه جامع تجارت، سامانه گمرک و ... می‌تواند اقدام مؤثری در راستای تأمین و توزیع هدفمند نهاده

برای واحدهای فعال تولیدی باشد و از هدررفت منابع جلوگیری کند. تخصیص و تأمین به موقع ارز مورد نیاز و تسهیل انتقـال آن بـه خارج از کشور نیز می‌تواند از نوسانات و شوک‌های قیمتی در بازار این نهاده‌ها بکاهد.

سپاسگزاری

نظر به اینکه مقاله حاضر برگرفته از طرح پژوهشی تحت همین عنوان در موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی بوده است؛ لذا بدینوسیله از مسئولین محترم مؤسسه تشکر و قدردانی می‌شود.

منابع

1. Abbasinejad, H., & Ebrahimi, S. (2014). The impact of oil shocks on Tehran stock exchange's return. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 21(68), 83-108. [In Persian]

2. Abdi Seyyedkolaee, M., Tehranchian, A., Jafari Samimi, A., & Mojaverian, S. (2017). The impact of exchange rate pass-through on implicit price index of Iran's agriculture sector: An application of M-GARCH and threshold regression models. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 3(4), 101-128. [In Persian]

3. Alvarez, R., Shoja, A., Uddin, S., & Yilmazkuday, H. (2019). Daily exchange rate pass-through into micro prices. *Applied Economics Letters*, 26(6), 440-445.

4. Arian, A., & Arabi, U. (2020). Transmission mechanism of exchange rate pass-through to domestic price: the case of Afghanistan. *Asian Social Science*, 16(4), 1-14.

5. Asgharpour, H., & Mahdilo, A (2014). The impact of inflationary environment on exchange rate pass- through on import prices in Iran: Markov–Switching approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 22 (70), 75-102. [In Persian]

6. Asgharpur, H., Kazerooni, A., & Mirani, N. (2015). The impact of inflationary environment on exchange rate pass-through to the import price index in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 2(2), 155-178. [In Persian]

7. Baharumshah, A. Z., Soon, S. V., & Wohar, M. E. (2017). Markov-switching analysis of exchange rate pass-through: perspective from Asian countries. *International Review of Economics & Finance*, 5, 245-257.

8. Barghi Ouskuei, MM. & Shahbaz-zadeh, A (2014). Investigating granger causality between the crude oil price and the gold price with emphasis on non-linear Markov-switching approach. *Quarterly Energy Economics Review*, 10(40), 39-64. [In Persian]

9. Dornbusch, R. (1987). Exchange rate and prices. *The American review*, 77(1), 93-106.

10. Enders, W. (2015). Applied econometric time series fourth edition. New York (US): University of Alabama.

11. Esazadeh Roshan, Y. (2015). Exchange rate pass-through, case study of Iran. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 3(10), 89-106. [In Persian]

12. Ghahremanzadeh, M., Faraji, S., & Pishbahar, E. (2020). The transmission world price and exchange rate to domestic prices of livestock's major imported inputs in Iran. *Agricultural Economics*, *14*(2), 23-52. [In Persian]

13. Goldfeld, S. M., & Quandt, R. E. (1973). A Markov model for switching regressions. *Journal of econometrics*, 1(1), 3-15.

14. Hamilton, J. (1994). Time series analysis, Princeton University Press. Princeton, NJ.

15. Hossein Zad, J., & Rashid Qalam, M. (2017). Exchange rates impacts on poultry husbandry inputs prices. *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research*, 48(1): 1-8. [In Persian]

16. Javdan, E., Pishbahar, E., Haghighat, J., & Mohammadrezaei, R. (2018). Measuring the pass-through effect of global prices to domestic prices of selected food products in Iran. *Agricultural Economics and Development*, 25(4), 147-165. [In Persian]

17. Kazerooni, A., Salmani, B., & Feshari, M. (2012). The impact of exchange rate volatility on the exchange rate pass-through in Iran (TVP approach). *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 1(2), 85-114.

18. Khoshbakht, A., & Akhbari, M. (2007). Exchange rate pass-through to consumer price indexes and import in Iran. *Economics Research*, 7(27), 51-82. [In Persian]

19. Krolzig, H. M. (1998). Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox. unpublished, *Nuffield College*.

20. Krolzig, H. M. (2001). Business cycle measurement in the presence of structural change: international evidence. *International Journal of Forecasting*, *17*(3), 349-368.

21. Mesbahi, M., Asgharpour, H., Haghighat, J., Kazerooni, S., & fallahi, F. (2017). Exchange rate pass-through into import price in Iran economy with emphasis on volatility of oil revenues (nonlinear approach). *Economical Modeling*, 11(37), 77-100. [In Persian]

22. Pishbahar, E., Ghahremanzadeh, M., & Aref Eshghi, T. (2014). Exchange pass-through in to food inflation in Iran. *Agricultural Economics*, 7(4), 1-21. [In Persian]

23. Sadat Hoseyni, N., Asgharpur, H., & Haghighat, J. (2018). Effect of exchange rate pass-through on import price index: smooth transition regression approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 53(2), 57-75. [In Persian]

24. Sahminan, S. (2002). Exchange rate pass-through into import prices: empirical evidences from some Southeast Asian countries. *The University of North Carolina at Chapel Hill, Working Paper*.

25. Salehi Sarbijan, M., Reisi, G., & Shetab Booshehri, N. (2013). Studying recessions and booms in Iran economy by using Markov switching model. *Economical Modeling*, 7(23), 67-83. [In Persian]

26. Sameti, M., Khannzadi, A., & Yazdani, M. (2010). Investigating asymmetric effects of exchange rate fluctuations on real output and prices levels hypothesis (A case study of Iran). *Journal of Monetary & Banking Research*, 2(4), 35-58. [In Persian]

27. Shajari, H., Tayebi, K., & Jalaee, S. A. (2006). An analysis of exchange rate pass-through in Iran: an application of neuro-fuzzy systems. *Iranian Journal of Economic Research*, *8*(26), 153-179. [In Persian]

28. Souri, A. (2015). Advanced Econometrics. Vol 2. *Farhang shenasi Press*.

29. Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, *44*(7), 1389-1408.

30. Vajdi, F., Ghahremanzadeh, M., & Hosseinzad, J. (2018). Risk spillover effect of exchange rate on chicken market and its major inputs in Iran. *Journal Of Agricultural Economics and Development*, *32*(3), 213-225. [In Persian]

Exchange rate pass-through to the price of Imported Soybean Meal and Maize

Ebrahim Javdan*[1] -Ehsan Rajabi[2]- Ali Akbar Baghestany[3]

Abstract

Following the exchange rate fluctuations, with the aim of preventing the jump in the prices of imported livestock and poultry feed inputs such as soybean meal and maize, the estate has chosen the policy of allocation preferential currency to the import of these inputs from May 2017. Therefore, in this study, using monthly data in the period 2009:3-2019:11, the Impact of the exchange rate pass-through to the price of two imported inputs has been investigated. The results indicated that due to the non-linear relationship between the variables, it was appropriate to use the non-linear Markov switching model. Also, three stable regimes have been identified for maize and two stable regimes for soybean meal. Passing of the exchange rate for the price of maize in zero and one regimes is significant and in the short term, the exchange rate pass-through in the zero and one regimes is 12 and 20%, respectively, if the long-term rate of passing in the mentioned regimes It is estimated at 20 and 16 percent, respectively. For soybean meal, the passing rate of the exchange rate in the regime is significant and the passing rate in the short term and long term is 19 and 22, respectively. These findings indicate that exchange rate pass-through has occurred incomplete for both inputs. Although the adoption of the preferential exchange policy started at the beginning of 2017, but since the beginning of 2019, it has been able to prevent the exchange rate fluctuations from passing completely to the price of soybean meal and maize. After the changes in the preferential currency policy, although the compensation payment to households is being implemented but it is necessary to implement the facilities for the financing of producers as demanders of imported inputs.

Keywords: Exchange Rate, Markov Switching Model, Soybean Meal, Maize, Iran.

[1] Corresponding Author and Assistant Professor, Agricultural Planning, Economic and Rural Development Research Institute. Tehran. Iran. e.javdan@agri-peri.ac.ir
[2]Assistant Professor, Agricultural Planning, Economic and Rural Development Research Institute. Tehran. Iran.
[3] Assistant Professor, Agricultural Planning, Economic and Rural Development Research Institute. Tehran. Iran.