نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۸
سال سی و یکم، زمستان ۱۴۰۲، صفحه ۳۲ - ۷

کاربرد رهیافت مارکوف سوئیچینگ برای شناسایی میزان تأثیرپذیری قیمت جو از نرخ ارز ترجیحی

علی اکبر باغستانی
عضو هیات علمی موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی. تهران. ایران. (نویسنده مسئول)
a.baghestany@agri-peri.ac.ir
ابراهیم جاودان
عضو هیات علمی موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی. تهران. ایران.
e.javdan@agri-peri.ac.ir
احسان رجبی
عضو هیات علمی موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصاد کشاورزی و توسعه روستایی. تهران. ایران.
e.rajabi@agri-peri.ac.ir

واردات جو دامی به عنوان یکی از نهاده‌های اصلی خوراک دام، طی سال‌های ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ از نرخ ارز ترجیحی برخوردار شده است. پرسش اساسی آن است که آیا این تخصیص توانسته است به قیمت نهایی آن منتقل شود یا خیر. برای پاسخ به این سؤال از داده‌های سری زمانی با تواتر ماهانه قیمت جو دامی، قیمت جهانی آن و نرخ ارز رسمی طی دوره فروردین ۱۳۸۸ تا آذر ۱۳۹۸ و الگوی غیرخطی تغییر رژیم مارکوف سوئیچینگ (MSIAH)، استفاده شده است. یافته‌ها نشان داده است که برای کالای جو دامی، عبور نرخ ارز در سه (۳) رژیم مختلف و به صورت نامتقارن روی داده است. همچنین در هیچ یک از رژیم‌ها، عبور کامل روی نداده و رژیم‌های شناسایی‌شده، پایدار بوده است. در کوتاه‌مدت، عبور نرخ ارز به قیمت جو در رژیم اول معنی‌دار و برابر دو درصد (۲٪) بوده است. در بلندمدت نیز، میزان عبور در این رژیم، برابر چهار درصد (۴٪) بوده است. با توجه به این که قیمت جو، میزان و دوره‌ی عبور نرخ ارز ترجیحی بسیار پایینی و کوتاهی داشته است، لذا پیشنهاد می‌شود از تخصیص دوباره ارز با هر گونه نرخ ترجیحی به این نهاده خودداری شود. از آنجایی که با آزادسازی نرخ واردات جو، هزینه تولید گوشت قرمز افزایش می‌یابد از این رو پرداخت جبرانی به خانوارها به عنوان حلقه پایانی مصرف و کمک به تأمین مالی تولیدکنندگان به عنوان تقاضا کنندگان نهاده‌های وارداتی، پیشنهاد می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: E31, F31, O24, N55
واژگان کلیدی: نرخ ارز، الگوی مارکوف سوئیچینگ، جو، بخش کشاورزی.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲ / ۳ / ۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲ / ۸ / ۱۴

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]
[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

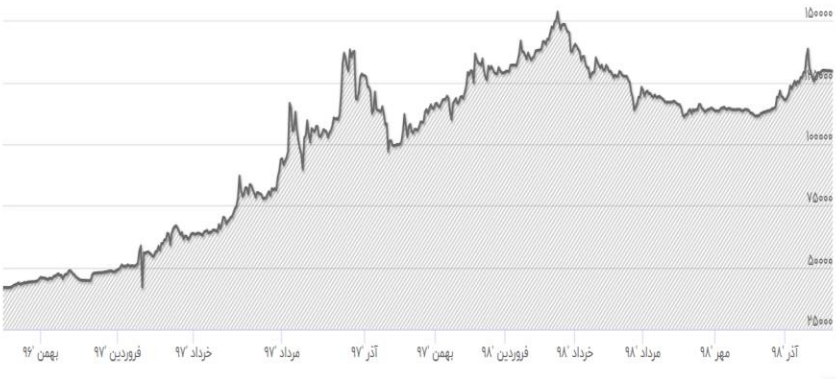
۱. مقدمه

تورم به عنوان یکی از پدیده‌های اقتصادی، همواره باعث نگرانی دولتمردان و صاحبنظران اقتصادی بوده است. تورم که خود معلول عامل‌های مختلف است، موجب پیامدهای اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی پرشماری همچون فقر، توزیع نامتناسب درآمد و گسترش مفاسد مالی را فراهم می‌نماید که هر کدام به نوبه خود هزینه‌های قابل توجهی را بر اقتصاد تحمیل می‌کند. به همین دلیل، در همه کشورها پایداری قیمت‌ها به عنوان هدف اصلی برنامه‌ای و سیاستگذاری اقتصادی در نظر گرفته می‌شود (قوام مسعودی و تشکینی، ۱۳۸۴). تورم زمانی وجود دارد که سطح عمومی قیمت‌ها رو به افزایش پیوسته و کم و بیش پرشتاب است یا بنابر تعریف دیگر در این چهارچوب تورم همان افزایش پیوسته در سطح عمومی قیمت‌ها است (اسماعیل زاده ، ۱۳۸۵). بخشی از این تورم می‌تواند ناشی از افزایش قیمت نهاده‌ها و عوامل تولید، شکل‌گیری انتظارات و تشدید نگرانی نسبت به آینده، بروز فشار تقاضا و کاهش عرضه باشد. در مقیاس کلان نیز افزایش نقدینگی، کسری بودجه دولت نیز بر تورم موثر است. در میان کالاها و خدمات مختلف، برخی از نهاده‌های تولید وارداتی بوده و افزون بر انتقال تورم جهانی به بازار داخلی، از نرخ ارز نیز تأثیر پذیرفته و با اضافه شدن هزینه‌های سربار، تورم کالای نهایی را افزایش می‌دهند. در شرایط چند نرخی بودن ارز در یک اقتصاد، میزان اثرگذاری هر یک از این نرخ‌ها نیز متفاوت و کالای مشمول نرخ ارز نیز قیمتی متفاوت خواهد داشت. این قیمت‌گذاری متفاوت کالا (بسته به میزان تخصیص ارز ترجیحی به کالا یا نهاده)، به ویژه در شرایط وجود انحصار، شبه‌انحصار و رانت، موجب افزایش نااطمینانی و تشدید ریسک خواهد شد و در یک مارپیچ تورمی-ارزی، تخصیص ارز و مدیریت قیمت‌ها را بر هم می‌زند. در چنین شرایطی، بی‌ثباتی شدیدی پدیدار شده، مکانیسم بازار شکست خورده و با وجود رشد درآمدهای اسمی افراد، درآمد حقیقی آن‌ها به شدت کاهش پیدا می‌کند. با تأمین نشدن هزینه‌های تولید به سبب جهش‌های قیمتی، واحدهای تولیدی تعطیل، طرف عرضه اقتصاد کاهش، شغل‌های موجود از

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

بین رفته و بیکاری تشدید می‌شود. در این حالت اقتصاد به رکود تورمی فرو می‌رود. نمودار(۱) روند نرخ ارز در بازار آزاد، طی سال‌های ۹۸-۱۳۹۶ را نشان می‌دهد. در دو مقطع زمانی، روند رشد قیمت دلار در بازار آزاد کاهش می‌یابد؛ یکی در آذر تا دی ماه ۱۳۹۷، و دیگری از خردادماه ۱۳۹۸، اما پس از آن از آبان ماه ۱۳۹۸، دوباره نرخ ارز روندی افزایشی به خود می‌گیرد. در چنین شرایطی دولت تصمیم می‌گیرد با هدف کاهش تأثیر نرخ ارز بر محصولات نهایی (گوشت قرمز) نسبت به تخصیص ارز با نرخ ترجیحی ۴۲۰۰ تومانی به جو اقدام نماید. براساس آمار گمرک ج.ا طی سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۹، به ترتیب ۲/۶۷، ۲/۶۵، ۴، ۱/۸۶ میلیون تن جو به کشور وارد شده است. در سال ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹، به ترتیب یک میلیارد و ۴۶۵ میلیون دلار برای واردات جو هزینه شده است.



نمودار۱. روند قیمت روزانه دلار در بازار آزاد، از دی‌ماه۱۳۹۶ تا اسفند ماه ۱۳۹۸ واحد:دلار-ریال
ماخذ: پایگاه شبکه اطلاع رسانی طلا، سکه و ارز[1]

جدول شماره ۱ وضعیت تخصیص و تأمین ارز به نهاده‌ی جو دامی در سال ۱۳۹۸ و واردات آن را نشان می‌دهد. همان طور که این جدول نشان داده است، بیش از ۴۵ درصد ارز ترجیحی تخصیص داده شده به جو اختصاص داشته است.

1. https://www.tgju.org/chart/price_dollar_rl/2

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]
[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

جدول۱. وضعیت تخصیص ارز ترجیحی و میزان واردات جو طی سال‌های ۹۸-۱۳۹۶

نام کالا	میزان ارز (میلیون دلار)		میزان واردات (هزار تن)			
	تخصیص	تأمین	سال ۱۳۹۶	سال ۱۳۹۷	سال ۱۳۹۸	درصد تغییرات سال ۱۳۹۸ نسبت به سال ۱۳۹۷
جو	۱۰۶۴	۱۰۰۲	۲۶۶۹	۲۶۶۵	۴۰۲۶	۴۶

ماخذ: بانک مرکزی، گمرک ج.ا.ا.

جدول۲- متوسط قیمت نهاده جودر سطح کشور / واحد: کیلوگرم-ریال

نهاده	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸ (ده ماهه)
جوداخلی	۴۴۳۱	۶۲۱۷	۷۵۴۲	۹۸۸۲	۹۳۰۸	۸۲۲۴	۱۰۴۸۳	۱۴۸۹۳	۲۰۴۹۵
جوخارجی	۴۵۳۲	۶۱۹۲	۷۷۰۴	۹۵۸۷	۸۸۱۰	۸۰۸۳	۹۹۸۱	۱۳۸۶۳	۱۷۹۰۸

مآخذ: شرکت پشتیبانی امور دام کل کشور، وزارت جهادکشاورزی

جدول ۳. تغییرات قیمت نهاده جو نسبت به سال قبل در سطح کشور واحد: درصد

نهاده	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸ (ده ماهه)
جوداخلی	۴۰	۲۱	۳۱	-۶	-۱۲	۲۷	۴۲	۳۸
جوخارجی	۳۷	۲۴	۲۴	-۸	-۸	۲۳	۳۹	۲۹

مأخذ: شرکت پشتیبانی امور دام کل کشور، وزارت جهاد کشاورزی و محاسبات تحقیق

همان طور که در جدول ۳ آمده است، در ده ماهه نخست سال ۱۳۹۸ نسبت به سال ۱۳۹۷، قیمت جو ۳۵ درصد رشد داشته است. حال پرسش اساسی که مطرح می‌شود این است که چه میزان نرخ ارز ترجیحی تخصیص داده شده به قیمت نهایی این کالا عبور کرده است. لذا با عنایت به موارد بالا، هدف این تحقیق مشخص نمودن میزان عبور نرخ ارز به تورم قیمت جو و همچنین شناسایی میزان تأثیرپذیری قیمت جو از نرخ ارز با در نظر گرفتن رژیم‌های مختلف است.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

نرخ ارز (نرخ برابری پول خارجی به پول داخلی) عامل مهمی در اقتصادهای مرتبط با دنیای خارج بوده و بر قیمت کالاها و خدمات وارداتی و قیمت کالاهای صادراتی تأثیر می‌گذارد. در صورتی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

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. به‌علاوه، تغییرات نرخ ارز می‌تواند از طریق تراز بازرگانی بر سطح عمومی قیمت‌ها تأثیر بگذارد به طوری که تأثیر نرخ ارز بر قیمت‌ها در اقتصادهایی که به صادرات به یک محصول وابسته هستند، بیشتر از طریق واردات براقتصاد کشور تحمیل می‌شود (عیسی‌زاده روشن، ۱۳۹۴). 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 نامطلوبی بر اقتصاد از خود جای بگذارد. لیکن میزان اثرگذاری نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات بسته به شرایط اقتصادی کشورها متفاوت است (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۴).

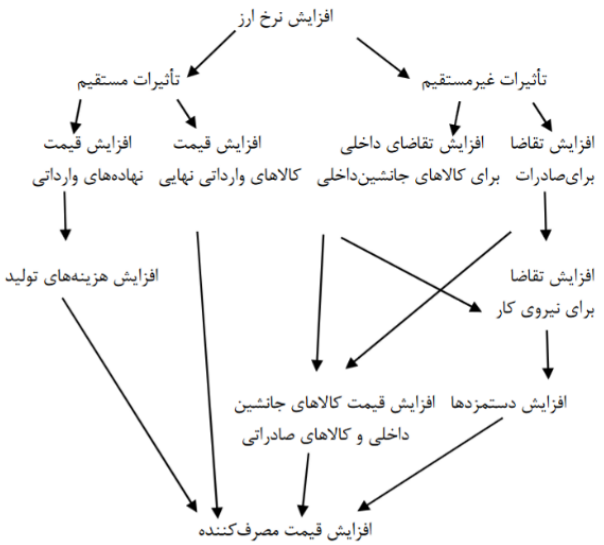
یکی از مباحث مهم در موضوعات اقتصاد کلان کشورها که در رابطه با نرخ ارز مطرح است، تبیین رابطه بین نوسان نرخ ارز و تعدیل قیمت کالاهای خارجی است که عبور (گذر یا انتقال) نرخ ارز[1] (ERPT) نامیده می‌شود (سامینان[2]، ۲۰۰۲). درجه عبور نرخ ارز، بیانگر درصد تغییر قیمت داخلی کالاهای وارداتی به ازای یک درصد تغییر نرخ ارز بین کشورهای صادرکننده و واردکننده است. در صورتی که تغییر نرخ ارز به میزان یک درصد، منجر به تغییر یک درصد در قیمت داخلی کالاهای وارداتی شود، 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 (اصغرپور و مهدیلو، ۱۳۹۳). 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

1. Exchange Rate Pass-Trough
2. Sahminan

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]
[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

برای کالاهای مورد نظر به طور کامل محدب است، بزرگ‌تر از یک باشد که البته این منحنی‌ها از لحاظ تجربی کمیاب هستند (شجری و همکاران، ۱۳۸۵).

در رابطه با عوامل مؤثر بر نرخ ارز دو دیدگاه عمده وجود دارد که دیدگاه نخست بر نقش عواملی مانند قدرت بازاری و تبعیض قیمت در بازارهای بین‌المللی تأکید دارد. بر اساس این دیدگاه درجه عبور نرخ ارز از طریق متغیرهایی نظیری کشش قیمتی تقاضا و ساختار بازار تعیین می‌شود که مستقل از نظام‌های پولی کشورهاست. دیدگاه مقابل که توسط تیلور (۲۰۰۰) مطرح شده است درجه عبور نرخ ارز را وابسته به شرایط تورمی کشورها می‌داند (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۱). 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، نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی تأثیر بیشتری خوادهد گذاشت و 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 (اصغرپور و مهدیلو، ۱۳۹۳). نمودار زیر سازوکار انتقال افزایش نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده را نشان می‌دهد.



نمودار ۲. سازوکار انتقال افزایش نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده - ماخذ: لافلچه (۱۹۹۷)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

مصباحی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی تأثیر 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 یافته‌ای 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. همچنین بی‌ثباتی درآمدهای نفتی از نظر علامت و اندازه تأثیر نامتقارنی بر رژیم‌های درجه عبور نرخ ارز دارد، ولی باعث افزایش درجه عبور نرخ ارز در هر دو رژیم می‌شود. حسین‌زاد و و رشیدقلم (۱۳۹۶) تأثیر تغییر نرخ ارز بر قیمت نهاده‌های اصلی دام و طیور را بررسی کردند. در این پژوهش از الگوی خودرگرسیون برداری و مدل SUR استفاده شد. نتایج مطالعه حاکی از این است که تغییرات مقطعی نرخ ارز، تأثیر چندانی بر قیمت نهاده‌های مورد بررسی ندارد و فقط قیمت کنجاله سویا و پودر ماهی از آن تأثیر می‌پذیرد. به این ترتیب که به ازای یک درصد کاهش در ارزش پول داخلی، قیمت کنجاله سویا و پودر ماهی به ترتیب ۸ و ۲۳ درصد در همان ماه افزایش می‌یابد. علاوه بر آن، نتایج حاکی از عدم وجود گذر کامل نرخ ارز و نیز عدم برقراری قانون قیمت واحد می‌باشد. وجدی و همکاران (۱۳۹۷) سرریز ریسک نرخ ارز بر قیمت گوشت مرغ و نهاده‌های اصلی آن را در ایران بررسی کردند. بر اساس نتایج این پژوهش، اثر اهرمی در متغیر نرخ ارز و همچنین بیشتر بودن اثر اخبار منفی از اثر اخبار مثبت بر نوسانات ارز تأیید شد. یعنی افزایش نرخ ارز تأثیر بیشتری نسبت به کاهش آن بر بازار دارد. بر اساس برآورد معادلات واریانس شرطی برای بازار نهاده‌ها و و بازار مرغ می‌توان نتیجه گرفت که پایداری بلندمدت تلاطم‌ها، بیشتر از پایداری کوتاه‌مدت آنهاست. گوشت مرغ نسبت به نهاده‌ها تلاطم بیشتری را از ماه قبل به ماه جاری انتقال می‌دهد. در مورد سرریز ریسک از بازار نهاده‌های تولیدی به بازار گوشت مرغ نیز سرریز معنی‌داری در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشاهده می‌شود، گرچه سرریز در بلندمدت از شدت بیشتری برخوردار می‌باشد. می‌توان گفت هرگونه ریسک و نااطمینانی در بازار نرخ ارز به بازار نهاده‌های وارداتی مانند ذرت و کنجاله سویا که حجم واردات بالایی را در بخش کشاورزی به خود اختصاص می‌دهند. انتقال می‌یابد و به تبع آن به بازار گوشت مرغ نیز منتقل می‌شود. رحیمی

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

و خداویسی (۱۳۹۸) مطالعه‌ای در پاسخ به این سؤال انجام دادند که تغییرات نرخ ارز در پروسه جهانی شدن، به چه میزان، قیمت‌های مصرف کننده را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این مطالعه، با استفاده از داده‌های ۳۲ کشور درحال توسعه و ۲۴ کشور توسعه یافته، طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۶ و با به کارگیری مدل انتقال ملایم تابلویی، به بررسی درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف‌کننده، تحت رژیم‌های جهانی شدن پرداخته است. یافته‌های پژوهش نشان داد که درجه عبور نرخ ارز در کشورهای درحال توسعه، بیشتر از کشورهای توسعه یافته است. همچنین با انتقال از رژیم اول (جهانی شدن پایین) به رژیم دوم (جهانی شدن بالا) درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف کننده، در کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته به ترتیب افزایش و کاهش می‌یابد. رجبی و همکاران (۱۴۰۱)، نشان دادند که طی دوره اجرای سیاست ارز ترجیحی (اردیبهشت ۱۳۹۷ الی آذر ۱۳۹۸)، تخصیص ارز ترجیحی نتوانسته است، اثر نرخ ارز بر قیمت شکر را مهار کند. همچنین نتایج نشان داده است که نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت، عبور نرخ ارز به قیمت شکر در دو رژیم اتفاق افتاده که در رژیم دوم معنی‌دار و برابر ۵ درصد و در بلندمدت نیز میزان عبور در این رژیم، برابر ۶ درصد بوده است. جاودان و همکاران (۱۴۰۲)، عبور نرخ ارز به قیمت کنجاله سویا و ذرت وارداتی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داده است که به دلیل ارتباط غیرخطی میان متغیرها، به‌کارگیری 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 میزان عبور کوتاه‌مدت به ترتیب ۱۲ و ۲۰ درصد و در بلندمدت به ترتیب برابر ۲۰ و ۱۶ درصد بوده است. برای کنجاله سویا میزان عبور نرخ ارز در رژیم یک معنی‌دار و در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۱۹ و ۲۲ بوده است. این یافته‌های حاکی از این است که عبور نرخ ارز در همه رژیم‌های مربوط به هر دو نهاده ناقص روی داده است. علیم و لاهانی[1] (۲۰۱۴) اثر عبور نرخ ارز را در دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۴ در مکزیک بررسی کردند. بر اساس نتایج، نرخ تورم ماهانه ۰/۷۹ درصد به عنوان آستانه شناسایی شد. نتایج نشان داد که اثر عبور نرخ ارز به قیمت‌های داخلی در

1. Aleem, A. &Lahiani

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

سطح بالاتر از آستانه شناسایی شده، از لحاظ آماری معنی‌دار است ولی پایین‌تر از آن بی‌معنی است. زبیدی بهرامشاه و همکاران[1] (۲۰۱۷) 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. کاسی و همکاران (۲۰۱۹)، با استفاده از داده‌های فصلی ۱۴ کشور در حال توسعه آسیایی طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۶ و با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی به بررسی عدم تقارن عبور نرخ ارز برای حالت تقویت و تضعیف ارزش پول ملی پرداختند. نتایج نشان داده‌است که درجه عبور نرخ ارز بر قیمت‌های مصرف‌کننده در حالت افزایش نرخ ارز بیشتر از کاهش نرخ ارز است. آریان و عربی[2] (۲۰۲۰) 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.

۳. مدل سازی و روش تحقیق

بررسی پیشینه تحقیق نشان می‌دهد که به غیر از چند مورد، رابطه بین نرخ ارز و قیمت‌ها با استفاده از مدل‌های خطی بررسی شده است. به منظور جلوگیری از مشکل خطای انتخاب نمونه اریب، یکی از راه‌ها کاربرد مدل MSIAH است. مدل سوئیچینگ مارکوف این امکان را می‌دهد که نوسانات طولانی در داده‌ها و سوئیچ‌های (تغیر رژیم‌های گسسته و ناپیوسته را در داده‌های پویا به مدل شناسایی شود. اساساً، این مدل‌ها فرض می‌شود که رژیم‌ها در واقع قابل مشاهده نیستند، بلکه توسط یک فرآیند تصادفی اساسی و غیرقابل مشاهده تعیین می‌شوند. این مطالعه، در تلاش است که بتواند تجزیه

1. ZubaidiBaharumshah et al.
2. Arian and Arabi

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]
[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

تحلیلی پویا از عبور نرخ ارز بر قیمت جو (کوتاه مدت و بلند مدت) به‌ویژه در دوره‌های رژیم‌های پایدار و ناپایدار را برای سیاستگذاران ارائه نماید. در حال حاضر بخش کشاورزی با چالش کاهش شدید ارزش ریالی (افزایش نرخ دلار به ریال) مواجه و تحریم‌های یکجانبه ایالات متحده و عدم دسترسی مناسب به منابع ارزی کشور (دولت و بخش خصوصی) به شدت نیاز به بررسی اثر انتقال تغییرات نرخ ارز بر سطح قیمت کالاهای وارداتی جو دامی را با در نظر گرفتن رژیم‌های مختلف را آشکار نموده است. برای کشوری که بخش کشاورزی و امنیت غذایی آن به شدت به واردات برخی کالاها و نهاده‌های کشاورزی وابسته است، درجه و زمان عبور نوسانات نرخ ارز به قیمت کالاها برای پیش‌بینی تورم و حفظ سبد غذایی و معیشت مردم از اهمیت دوچندانی برخودار است.

مدل اصلی این مقاله برای برآورده اثر انتقال تغییرات نرخ ارز بر سطح قیمت کالاهای وارداتی جو با استفاده از مدل‌های ماکوف سویچینگ با تغییر در میانگین ، واریانس خطا و ضرایب برآوردگرهای غیر تصادفی به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\pi_t = \beta_1(s_t) + \delta_1(s_t)\pi_{t-1} + \varphi_1(s_t)\Delta er_t + \lambda_1(s_t)\pi_t^* + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

درمدل فوق Δ نشان دهنده اپراتور تفاوت (اختلاف) مرتبه اول است، π_t تغییرات قیمت جو ، er_t نرخ ارز اسمی (دلار با نرخ ترجیحی) ، π_t^* تغییرات قیمت جهانی جو و ε_t که جز اخلال با توضیح نرمال و میانگین صفر و واریانس $\sigma^2(s_t)$ و t که نشان دهنده دوره زمانی است. s_t متغیر تصادفی غیر قابل مشاهده که نشانگر رژیمی است که از یک زنجیره مارکوف تبعیت می‌کند و عدد ۰ یا ۱ یا ۲ را در رژیم‌های مختلف به آن تعلق می‌گیرد. در معادله بالا، عبور نرخ ارز به قیمت کالا در کوتاه مدت به وسیله $\varphi_1(s_t)$ و عبور نرخ ارز به قیمت کالا در بلندمدت به‌وسیله عبارت $\varphi_1(s_t)/[1-\delta_1(s_t)]$ قابل تخمین است (زبیدی بهرامشاه و همکاران، ۲۰۱۷).

مقاله از نوع کتابخانه‌ای و اسنادی بوده و داده‌های مورد نیاز از شرکت پشتیبانی امور دام، بانک مرکزی و سازمان حمایت از تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان اخذ شده است. دوره زمانی این مطالعه

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

به صورت ماهانه و از فروردین ماه ۱۳۹۸ تا آذرماه ۱۳۹۸ بوده است. براساس الگوهای سری زمانی، ابتدا ایستایی داده‌ها بررسی و سپس از الگوی رگرسیون مارکوف سوئیچینگ استفاده شده است.

الگوی مارکوف سوئیچینگ

الگوهای خطی گرچه در بسیاری از موارد برازش کننده خوبی هستند، اما قادر به تبیین الگوهای پویای غیرخطی متغیرها نیستند. دراین راستا، الگوهای غیرخطی ارائه شدند (عباسی نژاد و ابراهیمی، ۱۳۹۲). 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 مارکف 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 (اندرس ۲۰۰۴، صالحی و همکاران، ۱۳۹۲). 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 دوره‌ی قبل بستگی دارد. بنابراین الگوی مارکوف سوئیچینگ برای توضیح داده‌هایی که الگوهای رفتاری گوناگونی در بازه‌های زمانی مختلف نشان می‌دهند، مناسب است (برقی اسکویی و شهباززاده، ۱۳۹۳).

در مدل‌های تبدیل مارکوف 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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

صورت دورن‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری تعیین می‌شوند. ثانیاً تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به عنوان ویژگی‌های این مدل‌ها لحاظ شود. به عبارت دیگر، مدل تبدیل مارکوف از چندی نمعادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. ثالثاً این مدل فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌نماید، همچنین قادر به برآورد همزمان تغییرات متغیرهای مستق و وابسته مشروط به درون‌زا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (رژیم‌های مختلف) می‌باشد (اصغرپور و مهدیلو، ۱۳۹۳).

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

$$p_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \qquad \sum_{j=1}^{M} p_{ij} = 1 \quad \forall\ i,j \quad \in \{1, \dots, M\} \tag{۲}$$

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

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix} \tag{۳}$$

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:

$$P = \begin{bmatrix} P((S_t = 1 | S_{t-1} = 1)) & P((S_t = 2 | S_{t-1} = 1)) \\ P((S_t = 1 | S_{t-1} = 2)) & P((S_t = 2 | S_{t-1} = 2)) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} \\ P_{12} & P_{22} \end{bmatrix} \tag{۴}$$

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

$$\begin{cases} P_{11} = \Pr\,(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) \\ P_{21} = \Pr\,(S_t = 2 | S_{t-1} = 1) \\ P_{12} = \Pr\,(S_t = 1 | S_{t-1} = 2) \\ P_{22} = \Pr\,(S_t = 2 | S_{t-1} = 2) \end{cases} \tag{۵}$$

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

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 (کرالزیگ، ۲۰۰۱؛ سوری، ۱۳۹۴).

$$P_{21} = (1 - P_{22}) \ , P_{12} = (1 - P_{11}) \qquad (۶)$$

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.

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.

۴. یافته‌های تحقیق

قبل از برآورد الگوهای رگرسیونی بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمونهای ریشه ضروری است. لذا نخستین مرحله در برآورد سری‌های زمانی بررسی وضعیت متغیرهاست، از آنجایی که تواتر داده‌ها در این تحقیق ماهانه است، از آزمونی تحت عنوان آزمون هگی[1](HEGY) که علاوه بر آنکه درجه همگرایی اول را مشخص می‌سازد وجود ویژگی فصلی را نیز روشن می‌کند، استفاده می‌شود. این آزمون علاوه برتعیین تعداد ریشه‌های فصلی هر متغیر و مانایی متغیرها هم مشخص می‌شود. پس از شناسایی ریشه‌های فصلی می‌توان به منظور بررسی متغیر مانا از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته

1. Hylleberge, Engle, Granger, Yoo Test

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

استفاده کرد. لذا در ابتدا با استفاده از آزمون هگی ریشه فصلی هر متغیر شناسایی شده و با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته مانایی متغیرها بررسی و با مقایسه آماره با مقادیر بحرانی نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد و بنابراین متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد، ایستا هستند.

در مرحله بعدی برای تعیین تعداد وقفه بهینه، از معیارهای مختلفی نظیر، معیار اطلاعات آکائیک[1]، معیار شوارتز[2] ، معیار حنان کوئین[3] استفاده شده است. در هریک از معیارهای نامبرده، وقفه بهینه به صورتی انتخاب شده است که اولاً، درجه آزادی زیادی از دست داده نشود. ثانیاً، جملات اخلال معادلات، دچار خودهمبستگی نشوند. نتایج حاصل با توجه به اینکه تواتر داده‌ها ماهانه هستند، تعداد کم وقفه منجر به خطای تصریح الگو می‌شود بیشترین مقدار(بر اساس قدرمطلق) را در وقفه ۴ نسبت به سایر وقفه‌ها مشاهده شده ولذا این وقفه به عنوان وقفه بهینه انتخاب شد.

جدول۵. نتایج بررسی ایستایی متغیرها براساس معیار دیکی فولر تعمیم یافته

نام متغیر	مقدار آمار	وقفه بهینه
قیمت جو داخلی	-۸/۳۲ ***	۱
قیمت جو وارداتی	-۷/۳۳ ***	۱
نرخ ارز رسمی	-۶/۶ ***	۱

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

ماخذ: یافته‌های تحقیق

1. Akaike Information Criterion
2. Schwarz Information Criterion
3. Hannan-Quinn Information Criterion

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

جدول۶. نتایج بررسی ایستایی متغیرها براساس آزمون HEGY

نام متغیر	π_0	π_2	π_4	π_6	π_8	π_{10}	کلیه تواترهای فصلی	کلیه تواترها
قیمت جو	***۳/۴	***۶/۸	***۵/۲	*** ۳	***۲/۹	***۲/۹۴	***۳/۸۶	***۴/۲۲
قیمت جو وارداتی	***۲/۹	***۹/۹	***۵/۸	***۴/۷	***۳/۲	***۸/۸	***-۴/۰۵	***۱۰/۷
نرخ ارز رسمی	***۲/۴۴	***۸/۲	***۷/۷	***۷/۳	***۷/۶	***۹/۸	**۲/۹	***۱۷۸/۹

* نشان دهنده معنی داری در سطح ۱۰ درصد، ** نشان دهنده معنی داری در سطح ۵درصد و *** نشان دهنده معنی‌داری در سطح ۱ درصد است. یستایی با در نظر گرفتن عرض از مبداء و روند بررسی شده است.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول۷. میزان عبور نرخ ارز در قیمت جو دامی در رژیم‌های مختلف[1]

رژیم	کوتاه‌مدت	بلندمدت
۰	۰/۰۲*** (۰/۰۰)	۰/۰۴*** (۰/۰۰)
۱	-۰/۰۶ (۰/۶)	.
۲	-۰/۳۲ (۰/۴۹)	۰

* 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.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به یافته‌های تحقیق (جدول ۷)، اثر عبور نرخ ارز به قیمت جو (درجه عبور نرخ بر قیمت جو) تحت رژیم صفر در کوتاه مدت۰/۰۲ و در بلندمدت ۰/۰۴ است. همچنین، عبور نرخ ارز به شاخص قیمت جو دامی در رژیم یک در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۰۶- و صفر است. این اعداد برای رژیم دو به ترتیب ۰/۳۲- و صفر است. از آنجایی که این روابط از نظر آمار معنی‌دار نشده‌اند، بنابراین عبور نرخ ارز در کوتاه و بلندمدت تنها در رژیم صفر روی می‌دهد. جدول

۱. برای برآورد مدل از نرم افزار OX-Metrics استفاده شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

شماره(۸) نشان دهنده ارتباط کوتاه‌مدت میان متغیرهای مدل در سه رژیم شناسایی شده است. در کوتاه‌مدت اثر نرخ ارز تنها در رژیم صفر معنی‌دار شده و در سایر رژیم‌ها معنی‌دار نبوده است. به عبارت دیگر در کوتاه‌مدت متغیر نرخ ارز تنها در ۳۱٪ (جدول ۹) طول دوره زمانی توانسته به قیمت جو عبور نموده و بر آن اثر بگذارد. در همین دوره زمانی، متغیر قیمت جو با یک وقفه زمانی تأثیر مثبتی بر قیمت جو داشته است.

جدول ۸. نتایج برآورد ضرایب مدل با روش مارکوف سوئیچینگ

متغیر	$S_t= 0$ رژیم صفر	$S_t= 1$ رژیم یک	$S_t= 2$ رژیم دو
عرض از مبدأ	-۱۷/۲۶**	۷۹/۲۴*	۴۲۷/۷۰
	(۰/۰۴)	(۰/۰۶)	(۰/۶۶)
تغییر قیمت کالا با یک وقفه	۰/۵۲***	۰/۴۳**	۰/۱۰
	(۰/۰۰)	(۰/۰۳)	(۰/۸۷)
تغییر قیمت کالا با دو وقفه	۰/۰۴	-۰/۳۰	-۰/۹۶***
	(۰/۱۷)	(۰/۲۰)	(۰/۰۰)
تغییر قیمت کالا با سه وقفه	۰/۱۸***	-۰/۳۲	۱/۰۰***
	(۰/۰۰)	(۰/۱۳)	(۰/۰۰)
وقفه اول ارز رسمی	۰/۰۲**	-۰/۰۶	-۰/۳۲
	(۰/۰۰)	(۰/۶۰)	(۰/۴۹)
تغییر قیمت جهانی کالا با یک وقفه	-۱/۴۵**	-۲/۱۳	-۷۳/۴۶
	(۰/۰۳)	(۰/۵۹)	(۰/۲۵)
تغییر قیمت کالای داخلی با یک وقفه	-۰/۲۰***	-۰/۳۴*	۱/۰۲
	(۰/۰۰)	(۰/۱۰)	(۰/۳۰)
تغییر قیمت کالای داخلی با دو وقفه	-۰/۳۱***	-۰/۰۰۲	-۰/۵۹
	(۰/۰۰)	(۰/۹۹)	(۰/۲۲)
تغییر قیمت کالای داخلی با سه وقفه	-۰/۰۴	۰/۲۲	-۰/۱۴
	(۰/۳۰)	(۰/۲۳)	(۰/۶۵)
تغییر قیمت کالای داخلی با چهار وقفه	-۰/۱۵***	۰/۱۲	۰/۲۱
	(۰/۰۰)	(۰/۲۳)	(۰/۷۵)
Sigma (σ2)	۳۶/۹۴	۲۵۴/۹۱	۳۲۳/۵۱
	[۵/۵۴]	[۲۲/۳۶]	[۶۴/۱۹]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

متغیر	S_t= 0 رژیم صفر	S_t= 1 رژیم یک	S_t= 2 رژیم دو
p_{0|0}	۰/۷۳ [۰/۰۸]		
p_{0|1}	۰/۱۰ [۰/۰۴]		
p_{1|1}	۰/۸۷ [۰/۰۴]		
p_{2|2}	۰/۹۱ [۰/۰۹]		
آزمون‌های تشخیصی			
AIC	۱۴/۰۸		
دوره زمانی	۱۳۹۸:۹-۱۳۸۸:۱		
آزمون خطی بودن LR	۱۶۱/۸۸ (۰/۰۰)***		
آزمون نرمالیتی	۱/۲۴ (۰/۵۳)		
آزمون ARCH	۱/۰۳ (۰/۳۱)		
آزمون Portmanteau	۵۸/۰۴ (۰/۱۱)		

* 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 و براکت نشان دهنده سطح معنی‌داری می‌باشند.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در بحث برآورد الگو یک مسأله مهم تصمیم جهت برآورد یک الگو خطی و یا غیرخطی است. برای این منظور، خطی بودن رفتار متغیرها با استفاده از آزمونهای دیویس[1] و آنگ و بکارت[2] مورد بررسی قرار گرفته که بر اساس ارزش احتمال آزمونها (گزارش شده در جدول ۸) فرضیه صفر آزمون LR مبنی بر خطی بودن رفتار متغیرها رد شده و غیرخطی بودن رابطه بین متغیرهای قیمت جو و نرخ ارز رسمی (ترجیحی) تأیید می‌شود بنابراین به‌کارگیری الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ، مناسب است.

همچنین، بر اساس احتمال‌های انتقال گزارش شده (جدول ۸)، احتمال بقا در رژیم‌ها برای رژیم‌های ۰ ، ۱و۲ به ترتیب ۷۳ و ۸۷ و ۹۱ درصد است. این احتمال نشان می‌دهد اگر سیستم وارد هر یک از رژیم‌های ۰ یا ۱ یا ۲ شود احتمال ماندگاری در رژیم‌ها، بسیار بالا (پایدار) است. همچنین

1. Davies
2. Ang and Bekaert

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]
[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

و بر اساس ارزش احتمال آماره‌های کای دو گزارش شده، فرضیه‌های نرمال بودن پسماندها و عدم وجود خطای خودهمبستگی و بر اساس ارزش احتمال آمارهٔ F فرضیه صفر آزمون ARCH- LM مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیونی (ARCH) در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود. بنابراین و مطابق آزمونهای ارزیابی، الگوی غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

در گام آخر از این بخش، نتایج مندرج در جدول ۷ و ۸ به شرح زیر قابل تفسیر است:

۱. طی دوره زمانی ۱۳۹۸:۰۹- ۱۳۸۸:۰۱، متوسط قیمت جو برابر ۹۹۲۶ ریال به ازای هر کیلوگرم و حداکثر و حداقل قیمت این نهاده، به ترتیب برابر ۲۱۴۷۹ و ۳۴۹۸ ریال به ازای هر کیلوگرم بوده است. متوسط نرخ رشد قیمت ماهانه این نهاده برابر ۱/۸درصد بوده است. این در حالی است که، طی دوره اجرای سیاست ارز ترجیحی (۱۳۹۸:۰۹- ۱۳۹۷:۰۲)، متوسط نرخ رشد قیمت ماهانه برابر ۲/۸درصد بوده است.

۲. بررسی آزمون خطی بودن نشان می‌دهد که متغیرهای مدل دارای ارتباط و رفتار غیرخطی بوده و بنابراین به‌کارگیری الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ، مناسب است.

۳. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که همانند یافته‌های رجبی و همکاران (۱۴۰۱)، برای شکر و جاودان و همکاران (۱۴۰۲) برای ذرت و کنجاله سویا، عبور نرخ ارز رسمی (ترجیحی) برای جو نیز در رژیم‌های مختلف، نامتقارن و در برخی از رژیم‌ها میزان این عبور صفر بوده است. همچنین همانند نتایج زبیدی بهرامشاه و همکاران (۲۰۱۷)، کاسی و همکاران (۲۰۱۹)، آریان و عربی (۲۰۲۰)، در هیچ یک از رژیم‌ها، عبور کامل روی نداده و رژیم‌های شناسایی شده برای نهاده‌ها و کالای منتخب، پایدار بوده است.

۴. یافته‌های به‌کارگیری رهیافت MSIAH نشان داده است که برای نهاده‌ی جو، عبور نرخ ارز در سه رژیم و روی داده است که میزان عبور در رژیم سوم معنی‌دار نبوده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

۵. در طی ۱۹ ماه دوره اجرای سیاست ارز ترجیحی (۱۳۹۸:۰۹- ۱۳۹۷:۰۲)، علیرغم ثابت نگه‌داشتن نرخ ارز، اثر عبور نرخ ارز به قیمت نهاده جو، تنها سه ماه و معنی‌دار بوده است. همچنین عبور نرخ ارز به قیمت نهاده جو ۱۶ ماه از دوره زمانی اجرای سیاست مذکور، منتقل نشده است.

۶. در کوتاه‌مدت، عبور نرخ ارز به قیمت جو در رژیم اول معنی‌دار و برابر ۲ درصد بوده است. به عبارت دیگر قیمت این نهاده کمترین میزان عبور کوتاه‌مدت نرخ ارز را داشته است. در بلندمدت نیز میزان عبور در این رژیم، برابر چهار درصد بوده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

جدول۹. طبقه‌بندی دوره زمانی رژیم‌ها، طول دوره رژیم مختلف

رژیم	دوره زمانی	تعداد ماه
۰	۱۳۸۸:۶-۱۳۸۹:۱	۸
	۱۳۸۹:۷-۱۳۸۹:۷	۱
	۱۳۸۹:۱۱-۱۳۹۰:۳	۵
	۱۳۹۱:۸-۱۳۹۲:۱	۶
	۱۳۹۲:۴-۱۳۹۲:۶	۳
	۱۳۹۳:۸-۱۳۹۴:۱	۶
	۱۳۹۴:۶-۱۳۹۴:۹	۴
	۱۳۹۶:۶-۱۳۹۶:۸	۳
	۱۳۹۸:۵-۱۳۹۸:۷	۳
متوسط طول دوره (ماه)		۴/۳
جمع ماه‌ها (درصد)		۳۹ (٪ ۳۱/۴)
۱	۱۳۸۹:۲-۱۳۸۹:۶	۵
	۱۳۸۹:۸-۱۳۸۹:۱۰	۳
	۱۳۹۰:۴-۱۳۹۱:۷	۱۶
	۱۳۹۲:۲-۱۳۹۲:۳	۲
	۱۳۹۲:۷-۱۳۹۳:۷	۱۳
	۱۳۹۴:۲-۱۳۹۴:۵	۴
	۱۳۹۴:۱۰-۱۳۹۶:۵	۲۰
	۱۳۹۶:۹-۱۳۹۷:۲	۶
	۱۳۹۸:۸-۱۳۹۸:۹	۲
متوسط طول دوره (ماه)		۷/۹
جمع ماه‌ها (درصد)		۷۱ (٪ ۵۷/۳)
۲	۱۳۹۷:۳-۱۳۹۷:۴	۱۴
متوسط طول دوره (ماه)		۱۴
جمع ماه‌ها (درصد)		۱۴ (٪ ۱۱/۳)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

جدول ۱۰. نتایج روابط کوتاه و بلندمدت

فرضیه صفر (H_0)	رژیم‌ها	آزمون حذف متغیر Exclusion Test	$\delta_1=\delta_2$	$\delta_1=\delta_3$	$\delta_2=\delta_3$	$\varphi_1=\varphi_2$	$\varphi_1=\varphi_3$	$\varphi_2=\varphi_3$	رابطه کوتاه‌مدت		رابطه بلند مدت	
		φ							$\varphi=1$		$\varphi=0$	$\varphi=1$
جو دامی	$S_t=0$ رژیم صفر	۱۶/۴۶ (۰/۰۰)	۱۰/۹ (۰/۰۰)	۱/۰۸ (۰/۳)	۰/۲۸ (۰/۶)	۰/۴۹ (۰/۴۸)	۰/۵۴ (۰/۴۶)	۰/۳۳ (۰/۵۶)	۳۶۸۳۷/۲ (۰/۰۰)		۸/۰۵ (۰/۰۰)	۱۰۰۳/۵۸ (۰/۰۰)
	$S_t=1$ رژیم یک	۰/۲۶ (۰/۶)							۸۲/۷۴ (۰/۰۰)		۰/۲۸ (۰/۶)	۱۱۸/۸۵ (۰/۰۰)
	$S_t=2$ رژیم دو	۰/۴۸ (۰/۴۸)							۷/۸۹ (۰/۰۰)		۰/۲۷ (۰/۶۱)	۳/۶ (۰/۰۰)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

۵. جمع بندی

مسأله تنظیم نرخ ارز یکی از مسائل اساسی و پیچیده در کشورهای در حال توسعه است. برخورداری از ارز ترجیحی سبب شده تا قیمت کالایی در بازار، چندنرخی شود. لذا این مقاله در پی آن است که مشخص کند آیا تخصیص ارز ترجیحی یا بانکی (۴۲۰۰ تومانی)، به جو دامی توانسته است به قیمت نهایی آن منتقل شود. برای پاسخ به این سؤال اساسی از داده‌های سری زمانی با تواتر ماهانه قیمت جو در داخل، نرخ ارز رسمی و قیمت جهانی طی سال‌های ۱۳۹۸:۰۹- ۱۳۸۸:۰۱ و الگوی غیرخطی تغییر رژیم مارکوف استفاده شده است. بررسی آزمون خطی بودن نشان می‌دهد که متغیرهای مدل دارای ارتباط و رفتار غیرخطی بوده و بنابراین به‌کارگیری الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ، مناسب است. طی دوره زمانی ۱۳۹۸:۰۹- ۱۳۸۸:۰۱، متوسط قیمت جو برابر ۹۹۲۶ ریال به ازای هر کیلوگرم و حداکثر و حداقل قیمت این نهاده، به ترتیب برابر ۲۱۴۷۹ و ۳۴۹۸ ریال به ازای هر کیلوگرم بوده است. متوسط نرخ رشد قیمت ماهانه این نهاده برابر ۱/۸درصد بوده است. این در حالی است که، طی دوره اجرای سیاست ارز ترجیحی (۱۳۹۸:۰۹- ۱۳۹۷:۰۲)، متوسط نرخ رشد قیمت ماهانه برابر ۲/۸درصد بوده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که همانند زبیدی بهرامشاه و همکاران (۲۰۱۷)، کاسی و همکاران (۲۰۱۹)، آریان و عربی (۲۰۲۰)، عبور نرخ ارز رسمی (ترجیحی) در رژیم‌های مختلف، نامتقارن و در برخی از رژیم‌ها میزان این عبور صفر بوده است. همچنین در هیچ یک از رژیم‌ها، عبور کامل روی نداده و رژیم‌های شناسایی شده ، پایدار بوده است.یافته‌های به‌کارگیری رهیافت MSIAH نشان داده است که همانند رجبی و همکاران (۱۴۰۱)، برای شکر و جاودان و همکاران (۱۴۰۲) برای ذرت و کنجاله سویا، برای نهاده جو، نیز عبور نرخ ارز در سه رژیم روی داده است. در کوتاه‌مدت، عبور نرخ ارز به قیمت جو در رژیم اول معنی‌دار و برابر ۲ درصد بوده است. به عبارت دیگر قیمت این نهاده کمترین میزان عبور کوتاه‌مدت نرخ ارز را داشته است. در بلندمدت نیز میزان عبور در این رژیم، برابر چهار درصد بوده است. با توجه به این که در برخی از ماه‌های اجرای سیاست ارز ترجیحی۱۳۹۸:۰۹- ۱۳۹۷:۰۲، نرخ ارز توانسته است اثر معنی‌داری بر قیمت داشته باشد، لذا تخصیص ارز ترجیحی نتوانسته است، اثر نرخ ارز بر قیمت جو را مهار کند. این بدین معنا است که به سبب وجود نرخ‌های چندگانه ارز (مانند نرخ بازار آزاد و یا نرخ در سامانه نیما) آثار انتظاری سایر عوامل موثر بر قیمت (متأثر از نرخ ارز غیررسمی) کنترل نشده است. مناسب بودن مدل غیرخطی و وجود رژیم‌های متعدد، نشانگر رفتار غیرخطی قیمت‌ها و حاکم بودن بی‌ثباتی نسبی در بازار این کالاها است.

همان طور که زبیدی بهرامشاه و همکاران (۲۰۱۷)، کاسی و همکاران (۲۰۱۹)، آریان و عربی (۲۰۲۰)، نیز نشان دادند که عبور نرخ ارز ناقص روی داده است. از این رو در صورت تکرار سیاست تخصیص ارز ترجیحی برای نهاده‌های وارداتی دام و طیور که نیازمند فرآیند اداری و نظارتی چابک و گسترده‌ای در طول زنجیره ارزش محصولات مرتبط است، ممکن است دوباره این نرخ ارز به طور کامل به قیمت نهاده عبور ننموده و در عمل نتواند قیمت نهاده را تثبیت و یا نوسانات آن را مهار نماید. آنچه تایید شده است، وجود نارسایی در دستیابی به اهداف مدنظر سیاست تخصیص ارز ترجیحی به واردات ذرت و کنجاله سویا است. همان طور که حسین زاد و رشید قلم (۱۳۹۶) و وجدی و همکاران (۱۳۹۷) نیز نشان دادند، بدیهی‌است با آزادسازی نرخ ارز، لازم است تا سیاست‌های

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

حمایتی جایگزین برای حمایت از فعالان اقتصادی در این عرصه استفاده شود. زیرا با آزادسازی نرخ ارز، برای مثال تا نرخ سامانه نیما، همراه با افزایش قیمت نهاده‌ها و به تبع آن افزایش هزینه تولید، باید به طور همزمان از تولیدکننده و مصرف کننده حمایت نمود. پرداخت جبرانی به خانوارها به عنوان حلقه پایانی مصرف و کمک به تأمین مالی تولیدکنندگان به عنوان تقاضا کنندگان نهاده‌های وارداتی، پیشنهاد می‌شود.

منابع

اسماعیل‌زاده مقری، علی (۱۳۸۸). «بررسی تأثیرپذیری تورم از سرمایه گذاری کل در اقتصاد ایران». *پژوهشنامه اقتصادی*، ۹ (۲ (پیاپی ۳۳))، صص ۱۲۳-۹۷.

اصغرپور، حسین؛ کازرونی، علیرضا و نینا میرانی (۱۳۹۴). «تأثیر محیط تورمی بر انتقال اثر نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات در ایران». *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۲(۲)، صص۱۷۸-۱۵۵.

اصغرپور، حسین و علی مهدیلو (۱۳۹۳). «محیط تورمی و تأثیر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران: رهیافت مارکوف- سوئیچینگ». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲(۷۰)، صص۱۰۲-۷۵.

برقی اسکویی، محمدمهدی و اتابک شهباززاده خیاوی (۱۳۹۳). «بررسی رابطه علّی قیمت نفت خام و طلا؛ با تأکید بر رویکرد غیرخطی مارکوف سوئیچینگ». *مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۰(۴۰)، صص۶۴-۳۹.

جاودان، ابراهیم؛ رجبی، احسان و علی‌اکبر باغستانی (۱۴۰۲). «عبور نرخ ارز به قیمت کنجاله سویا و ذرت وارداتی»، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه (در حال انتشار)*
doi: 30490/10/aead.359780/2023.1459

حسین زاد، جواد و معصومه رشیدقلم (۱۳۹۶). «تأثیر تغییر نرخ ارز بر قیمت نهاده‌های اصلی دام و طیور». *تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران* (علوم کشاورزی ایران)، ۴۸(۱)، صص۸-۱.

رجبی، احسان؛ باغستانی، علی‌اکبر و ابراهیم جاودان (۱۴۰۱). «بررسی شدت انتقال نرخ ارز ترجیحی به قیمت شکر در ایران :کاربرد رهیافت مارکوف سوئیچینگ». *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*. ۳۰ (۱۰۳)، صص ۱۵۸-۱۳۳ .

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

رحیمی، رامین و حسن خداویسی (۱۳۹۸). «جهانی شدن و درجه عبور نرخ ارز به قیمت‌های مصرف کننده: کاربردی از مدل انتقال ملایم آستانه‌ای تابلویی». *تحقیقات اقتصادی*، ۵۴(۳)، صص۵۷۸-۵۵۱.

سوری علی (۱۳۹۴). *اقتصادسنجی پیشرفته*. جلد دوم، انتشارات فرهنگ شناسی.

شجری، هوشنگ؛ طیبی، سیدکمیل و سیدعبدالمجید جلایی (۱۳۸۵). «عبور نرخ ارز و رابطه آن با سیاست‌های پولی و درجه باز بودن اقتصاد در ایران به روش سیستم‌های فازی عصبی». *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۸(۲۶)، صص ۱۷۹-۱۵۳ .

صالحی سربیژن، مرتضی؛ رییسی اردلی، غلامعلی و سیدنادر شتاب بوشهری (۱۳۹۲). «نقاط رکود و رونق اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ». *مدلسازی اقتصادی*، ۷(۳ (پیاپی ۲۳))، صص۸۳-۶۷ .

عباسی‌نژاد، حسین و سجاد ابراهیمی (۱۳۹۲). «اثر نوسان‌های قیمتی نفت بر بازده بورس اوراق بهادار تهران». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۱(۶۸)، صص ۱۰۸-۸۳ .

عیسی‌زاده، روشن (۱۳۸۴). «عبور نرخ ارز: مورد مطالعه اقتصاد ایران». *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۳(شماره ۱۰)، صص۱۰۶-۸۹ .

قوام مسعودی، زهره و احمد تشکینی (۱۳۸۴). «تحلیل تجربی تورم در اقتصاد ایران ۸۱-۱۳۳۸». *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۶، صص ۱۰۰-۷۵.

کازرونی، علیرضا و فاطمه سلیمانی الوانق (۱۳۹۴). «بررسی درجه انتقال نرخ ارز بر سطح قیمت‌های مصرف‌کننده تحت شرایط انحراف نرخ واقعی ارز: مطالعه موردی ایران». *تحقیقات اقتصادی*، ۵۰(۱)، صص ۱۹۲-۱۶۹ .

مصباحی، مانا؛ اصغرپور، حسین؛ حقیقت، جعفر؛ کازرونی، سیدعلیرضا و فیروز فلاحی (۱۳۹۶). «درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران با تاکید بر نقش بی ثباتی درآمدهای نفتی (رهیافت غیرخطی)». *مدلسازی اقتصادی*، ۱۱(۱ (پیاپی ۳۷))، صص ۱۰۰-۷۷ .

وجدی، فرنوش؛ قهرمان زاده، محمد و جواد حسین زاد (۱۳۹۷). «سرریز ریسک نرخ ارز بر قیمت گوشت مرغ و نهاده‌های اصلی آن در ایران». *اقتصاد و توسعه کشاورزی* (علوم و صنایع کشاورزی)، ۳۲(۳)، صص ۲۲۵-۲۳۱ .

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

Aleem A. and A. Lahiani (2014). A Threshold Vector Autoregression Model of Exchange Rate Pass-Through in Mexico. Research in International Business and Finance, 30, 24-33.

Arian, A., & Arabi, U. (2020). "Transmission Mechanism of Exchange Rate Pass-Through to Domestic Price: The Case of Afghanistan". *Asian Social Science*, 16(4), pp.1-1.

Baharumshah A.Z., Soon S.V. and M.E. Wohar (2017). "Markov-switching Analysis of Exchange Rate Pass-through: Perspective from Asian countries". *International Review of Economics & Finance*, No. 51, pp. 245-257.

Enders W. (2004). *Applied Econometric Time series*, 2nd edition. John Wiley & Sons Inc.

Kassi D.F., Rathnayake D., Edjoukou N., Gnangoin Y., Louembe P.A., Ding N. and G. Sun (2019). Asymmetry in Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices, New Perspective from Sub-Saharan African Countries, Economies. 7(1), pp. 5.

Krolzig H M. (2001). "Business cycle Measurement in the Presence of Structural Change: International Evidence". *International Journal of Forecasting*, No. 17, pp.349–368.

Laflèche T. (1997). "The Impact of Exchange Rate Movements on Consumer Prices". *Bank of Canada Review*, 1996-1997(Winter), pp. 21-32.

Sahminan S. (2002). Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: Empirical Evidences from Major Southeast Asian Countries

Taylor J.B. (2000). "Teaching Modern Macroeconomics at the Principles Level". *American Economic Review*, 90(2), pp. 90-94.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]

Application of Markov Switching Approach to identify the Impacts of Preferred Exchange Rate on Barley price

Ali Akbar Baghestani
Assistant Professor, Agricultural Planning, Economic and Rural Development Research Institute (APERDRI). Tehran.Iran (Corresponing Author)
a.baghestany@agri-peri.ac.ir
Ibrahim Javdan
Assistant Professor, Agricultural Planning,
Economic and Rural Development Research Institute (APERDRI). Tehran.Iran
e.javdan@agri-peri.ac.ir
Ehsan Rajabi
Assistant Professor, Agricultural Planning,
Economic and Rural Development Research Institute (APERDRI). Tehran.Iran
e.rajabi@agri-peri.ac.ir

The import of Barley, as one of the main inputs of animal feed, has done by a preferential exchange rate during 2018 to 2019. The main question is whether this allocation was able to be transferred to its price or not. To answer this question, time series data with monthly frequency of the price of barley, its world price and the official exchange rate during the period of March 2009 to November 2019 and the nonlinear model of Markov switching regime change (MSIAH) have been used. The results indicated that for the barley, the exchange rate has passed in three (3) different regimes and asymmetrically. Also, in none of the regimes, complete transition did not occur and the regimes identified were stable. In the short term, exchange rate to barley price in the first regime was significant and equal to two percent (2%). In the long term, the rate of passing in this regime was equal to four percent (4%). Due to the fact that the price of Barley, the amount and the period of passing of the preferred exchange rate have been very low and short, therefore it is suggested to refrain from re-allocating the currency with any preferential rate to this input. Since the cost of red meat production increases with the liberalization of the barley import rate, it is suggested to pay compensation to households as the final link of consumption and to help finance the producers as the demanders of imported inputs.

JEL Classification: E31, F31, O24, N55
Keywords: Exchange rate, Markov switching model, Barley, Agricultural sector.

Reccived: 2023/06/12 Accepted: 2023/11/05

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-10]

[DOI: 10.61186/qjerp.31.108.7]