نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۱۰۳
سال سی‌ام، پاییز ۱۴۰۱، صفحه ۱۵۸ - ۱۳۳

بررسی شدت انتقال نرخ ارز ترجیحی به قیمت شکر در ایران: کاربرد رهیافت مارکوف سوئیچینگ

احسان رجبی
استادیار گروه پژوهشی سیاست‌های کشاورزی و غذا، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصادکشاورزی و توسعه روستایی. تهران، ایران.
(نویسنده مسئول)
rajabi.ehsan63@gmail.com
علی اکبر باغستانی
استادیار گروه پژوهشی سیاست‌های کشاورزی و غذا، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصادکشاورزی و توسعه روستایی. تهران، ایران.
a.baghestany@agri-peri.ac.ir
ابراهیم جاودان
استادیار گروه پژوهشی سیاست‌های کشاورزی و غذا، موسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی، اقتصادکشاورزی و توسعه روستایی. تهران، ایران.
e.javdan@agri-peri.ac.ir

نرخ ارز، هنگامی که با تحولات اقتصادی تعدیل نشود، موجب انحراف نرخ واقعی ارز شده و در چنین شرایطی کالاها و خدمات وارداتی به طور مستقیم با افزایش قیمت مواجه می‌شوند. تخصیص ارز با نرخ ترجیحی به بخش کشاورزی به‌دلیل نقش ذاتی خود در تأمین امنیت غذایی سبب شده تا قیمت کالاها در بازار، چندنرخی شود. در چنین شرایطی سؤال اصلی این مقاله این است که «آیا تخصیص ارز ترجیحی یا رسمی (۴۲۰۰ تومانی) به شکر توانسته است به قیمت نهایی این کالا منتقل شود؟». برای پاسخ به این سؤال از داده‌های سری زمانی قیمت شکر در داخل و جهانی آن، نرخ ارز رسمی طی دوره زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی آذر ۱۳۹۸ با تواتر ماهانه و الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ (MSIAH) استفاده شده است. بررسی آزمون خطی‌بودن نشان می‌دهد که متغیرهای مدل دارای ارتباط و رفتار غیرخطی بوده در نتیجه، بکارگیری الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ، مناسب است. نتایج تحقیق نشان داد که، طی دوره زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی آذر ۱۳۹۸، متوسط نرخ رشد قیمت ماهانه شکر برابر ۱/۵درصد بوده است. این در حالی است که، طی دوره اجرای سیاست ارز ترجیحی (اردیبهشت ۱۳۹۷ الی آذر ۱۳۹۸)، که این بدان معناست که تخصیص ارز ترجیحی نتوانسته است، اثر نرخ ارز بر قیمت شکر را مهار کند. همچنین 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 ۵درصد و در بلندمدت نیز میزان عبور در این رژیم، برابر ۶ درصد بوده است.

طبقه‌بندی JEL: E31, F31, G01.
واژگان کلیدی: نرخ ارز، الگوی مارکوف سوئیچینگ، شکر.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱ / ۴ / ۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱ / ۵ / ۱۵

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

۱. مقدمه

برقراری دوباره تحریم‌های ایالات متحده از یک سو، وابستگی به درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام از سوی دیگر و فشار تقاضا برای ارز و محدودیت منابع فیزیکی سبب شد تا سیاست‌گذاران تصمیم بگیرند تا با چندنرخی ساختن ارز، تخصیص ارز را مدیریت و به نوعی اثر منفی انتظارات و نگرانی نسبت به آینده را کاهش دهند. در چنین شرایطی کالاها و خدمات وارداتی به طور مستقیم با افزایش قیمت مواجه می‌شوند. کالاها و خدمات در بخش‌های تولیدی اقتصاد، نیز بسته به میزان وابستگی خود به نهاده‌ها یا کالاهای واسطه‌ای وارداتی و اثرپذیری از انتظارات منفی، رشد شدید قیمت نهایی خواهند داشت. دولت در چنین شرایطی، تلاش می‌کند تا با چندنرخی کردن ارز، منابع ارزی را که به سبب تشدید تحریم‌ها در حال کاهش بوده است، را مدیریت نماید. برخی نهاده‌ها و کالاهای اساسی با نرخ ارز موسوم به ترجیحی ۴۲۰۰ تومانی و برخی دیگر با فرآیند موسوم به نیمایی، تأمین و بخشی دیگر از تقاضای ارز به سمت بازار آزاد هدایت می‌شود. بخش کشاورزی به سبب نقش ذاتی خود در تأمین امنیت غذایی و به عنوان یکی از بخش‌های مولد اقتصاد، اهمیت بیشتری پیدا کرده و با هدف کنترل قیمت غذا کالای اساسی شکر، از اولویت دریافت ارز ترجیحی برخوردار می‌شود. برخورداری از ارز بانکی یا ارز ترجیحی سبب شده تا قیمت این کالاها در بازار، چندنرخی شود. از سوی دیگر تخصیص میلیاردها دلار به قیمت پایین‌تر از قیمت بازار آزاد ارز به واردات کالاها و نهاده‌های اساسی سبب می‌شود، تا رصد تأثیر ارز ترجیحی بر قیمت کالاهای برخوردار اهمیت بیشتری پیدا نماید. در چنین شرایطی این مقاله به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا تخصیص ارز ترجیحی یا بانکی (۴۲۰۰ تومانی)، به کالای اساسی شکر توانسته است به قیمت نهایی این کالا و نهاده‌ها منتقل شود. به عبارت دیگر اثر نرخ ارز در قیمت نهایی شکر چه میزان است. برای پاسخ به این سؤال اساسی از داده‌های سری زمانی با تواتر ماهانه قیمت کالای شکر در داخل، نرخ ارز رسمی و قیمت جهانی آن طی سال‌های

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

۱۳۹۸:۰۹- ۱۳۹۰:۰۱ و الگوی غیرخطی تغییر رژیم مارکوف با تصریح MSIAH [1] استفاده شده است.

از سویی دیگر در یک سیستم چندنرخی ارز، صرف‌نظر از سوداگری‌های انجام‌شده با هدف کسب سود از اختلاف نرخ‌های مختلف ارز، که خود موجب تشدید رشد نرخ ارز می‌شود، بسته به این‌که نهاده‌های وارداتی، یا کالاهای واسطه‌ای با چه نرخی وارد می‌شوند، قیمت‌های متفاوتی خواهند داشت. این قیمت متفاوت، به ویژه در شرایط وجود انحصار، شبه‌انحصار و رانت، نااطمینانی و ریسک را تشدید و در یک مارپیچ تورمی-ارزی، تخصیص ارز و مدیریت قیمت‌ها را برهم 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 بین رفته و بیکاری تشدید می‌شود. در این حالت اقتصاد به رکود تورمی فرو می‌رود.

اثر غیرمستقیم نرخ ارز بر قیمت‌ها به واسطه اثرگذاری نرخ ارز بر رقابت پذیری کالاها در بازارهای بین‌المللی است. تضعیف ارزش پول داخلی باعث ارزان شدن کالاهای داخلی برای خریداران خارجی شده که منجر به افزایش صادرات و افزایش تقاضای کل می‌شود. با ایجاد مازاد تقاضا در بازار داخلی، سطح قیمت‌های داخلی افزایش می‌یابد. از آن جا که در قراردادها، در کوتاه‌مدت سطح دستمزد اسمی ثابت است، سطح دستمزد واقعی در نتیجه این تحولات سیر نزولی یافته و تولید نیز افزایش می‌یابد. با گذشت زمان که دستمزدها تعدیل می‌شوند و به سطح اولیه خود می‌رسند با افزایش هزینه تولید، سطح قیمت‌ها افزایش و در نتیجه تولید کاهش می‌یابد. بنابراین کاهش ارزش پول، موجب افزایش دائمی در سطح قیمت‌ها و افزایش موقتی در تولید می‌شود (خوشبخت و اخباری،۱۳۸۶).

1. Markov-Switching Intercept Autoregressive Heteroscedasticity

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

در چنین شرایطی کالاها و خدمات وارداتی به طور مستقیم با افزایش قیمت مواجه شدند. کالاها و خدمات در بخش‌های تولیدی اقتصاد بستگی به میزان وابستگی خود به نهاده‌ها یا کالاهای واسطه‌ای وارداتی، و همچنین به سبب اثرپذیری از انتظارات منفی، با رشد شدید قیمت مواجه شدند. اقتصاد ایران که به کمک سیاست‌های انقباضی طرف تقاضا، در حال کاهش نرخ رشد مزمن قیمت‌ها بود، با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها روبرو می‌شود. این به معنای تشدید تورم است.

همزمان در دوره تخصیص ارز با نرخ ترجیحی، شاخص بهای کالاهای خوراکی و آشامیدنی (کالاهای اساسی و موادغذایی مشمول تخصیص ارز با نرخ ترجیحی) نوسانات و نااطمینانی بیشتری نسبت به شاخص کل گروه‌های کالایی تجربه نموده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۸). همزمان در مورد شکر (طبق جدول ۱)، به عنوان یکی از کالاهای اساسی، همواره افزایشی بوده و این افزایش قیمت در سال،۱۳۹۸ به ۱۵۹ درصدی نسبت به سال ۱۳۹۷ رسیده است.

ازاین‌رو، میزان انتقال تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌ها در همه بازارها یکسان نبوده و با توجه به مکانیسم قیمت‌گذاری در آن بازار تعیین می‌شود. اگر قیمت کالاهای وارداتی بر اساس قیمت‌های کشور تولیدکننده (همان صادرکننده کالا) تعیین شود، قیمت‌ها در بازار مقصد بر حسب واحد پول کشور تولیدکننده مشخص می‌شود. در نتیجه، تغییر نرخ ارز بین دو کشور صادرکننده و واردکننده، قیمت‌های داخلی ناشی از این تغییر به طور کامل تعدیل می‌شود و اثرگذاری نرخ ارز به طور کامل خواهد بود. این حالت را قیمت‌گذاری بر اساس واحد پول تولیدکننده[1] می‌نامند که در آن گذر نرخ ارز کامل[2] وجود دارد.

1. Producer Currency Pricing (PCP)
2. Complete ERPT (Exchange Rate Pass-Through)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

جدول۱. متوسط سالانه قیمت شکر در دوره ۱۳۹۶ الی ۱۳۹۸ واحد: کیلوگرم-ریال

نام کالا	میانگین قیمت سالیانه (ریال)			درصد تغییرات قیمت
	سال ۱۳۹۶	سال ۱۳۹۷	سال ۱۳۹۸	درصد تغییرات سال ۱۳۹۸ نسبت به سال ۱۳۹۷
شکر	۳۲۸۰۵	۳۹۸۸۹	۶۳۵۱۷	٪۱۵۹

ماخذ: مرکز آمار ایران، متوسط قیمت اقلام خوراکی منتخب در کشور

خلیلیان و همکاران (۱۳۸۱) در پژوهشی با هدف بررسی و پیش‌بینی نرخ ارز، با توجه به روند گذشته آن و میزان تأثیر این نرخ بر قیمت گوشت مرغ انجام دادند. به این منظور از سری‌های زمانی برای پیش بینی روند نرخ ارز و بررسی همگرایی و رابطه بلندمدت آن با قیمت گوشت مرغ استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده نشان داد در صورت اتخاذ سیاست آزادسازی، نرخ ارز به شدت افزایش می‌یابد. اما در صورت اتخاذ سیاست تثبیت، نرخ ارز با یک سیر نزولی با شیب نسبتاً کم به‌طور جزئی کاهش خواهد یافت. نتایج حاصل از بررسی رابطه همگرایی جوهانسن برای دو متغیر نرخ ارز و قیمت گوشت مرغ حاکی از آن است که این دو متغیر همگرا بوده و یک رابطه تعادلی بلندمدت بین آنها وجود دارد. ضریب تصحیح خطا برای تغییرات قیمت گوشت مرغ ۰/۵۸ است. این ضریب بیانگر این است که اگر نرخ ارز افزایش یابد در هر دوره قیمت مرغ با سرعت زیادی در جهت روند تعادلی بلندمدت خود تعدیل (افزایش) می‌یابد. کازرونی و رسمتی (۱۳۸۶) اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز را بر تولید واقعی و قیمت ارزیابی کردند. برای بررسی اثرات شوک‌های نرخ ارز، با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات، شوک‌های نرخ ارز به صورت شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده تفکیک شد. نتایج برآورد، حاکی از اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت است و شوک‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده نرخ ارز به صورت متفاوت از هم بر روی تولید واقعی و سطح قیمت‌ها تأثیر می‌گذارد؛ به‌طوری‌که شوک‌های پیش‌بینی شده نرخ ارز بیشتر از شوک‌های پیش‌بینی نشده آن، تولید واقعی را دچار نوسان می‌کند. در مورد قیمت نیز عکس این حالت مصداق دارد. همچنین نتایج این مطالعه در

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]
[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

مورد اثرات شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر روی تولید واقعی و قیمت به این واقعیت منتهی می‌شود که شوک‌های منفی نرخ ارز، تولید واقعی را بیشتر از شوک‌های مثبت آن تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ در حالی که شوک‌های مثبت نرخ ارز روی قیمت بیشتر، تأثیرگذار است.

خوشبخت و اخباری (۱۳۸۶) 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 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. بایلو و فوجی[1] (۲۰۰۴) ارتباط بین تورم و درجه عبور نرخ ارز را در یازده کشور توسعه یافته در دوره ۲۰۰۱-۱۹۹۷ بررسی کردند. نتایج نشان داد که سیاست‌های مبتنی بر مهار تورم از دهه ۱۹۹۰ در کشورهای مورد مطالعه، می‌تواند منجر به کاهش درجه عبور نرخ ارز یا کاهش اثر انتقال تغییرات نرخ ارز اسمی بر سطح عمومی قیمت‌های کالاهای وارداتی مصرفی شود. یعقوب و همکاران[2] (۲۰۰۹) با استفاده از الگوی خودتوضیح‌برداری اثر نرخ ارز بر قیمت نهاده‌های کشاورزی شامل کود، سموم شیمیایی، ماشین‌آلات کشاورزی و خوراک دام و طیور را در آمریکا بررسی کردند. بر اساس آزمون ریشه واحد، نرخ ارز و قیمت چهار نهاده مذکور در سطح دارای ریشه واحد و با تفاضل‌گیری مرتبه اول ایستا بوده‌اند. بر اساس یافته‌های پژوهش، قانون قیمت واحد برای هر چهار نهاده مورد بررسی رد شد ولی فرضیه عبور نرخ ارز رد نشد.

در این مقاله، در تلاش است (به عنوان وجه تمایز و نوآوری مقاله) که بتواند تجزیه تحلیلی پویا از عبور نرخ ارز بر قیمت شکر (کوتاه‌مدت و بلندمدت) بویژه در دوره‌های رژیم‌های پایدار و ناپایدار را برای سیاست‌گذاران ارائه نماید. در حال حاضر بخش کشاورزی با چالش کاهش شدید

---

1. Bailliu & Fujii
2. Yeboah

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

ارزش ریالی (افزایش نرخ دلار به ریال) مواجه است 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 و استراتژیک شکر را با در نظر گرفتن رژیم‌های مختلف را آشکار نموده است. برای کشوری بخش کشاورزی و امنیت غذایی آن به‌شدت به واردات کالاها و نهادها 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.

به همین منظور، پژوهش حاضر سعی دارد با هدف شناسایی میزان عبور نرخ ارز به قیمت شکر، ابتدا به بررسی روند قیمت شکر می‌پردازد، سپس میزان تأثیرپذیری نرخ تورم از نرخ ارز با در نظر گرفتن رژیم‌های مختلف شناسایی شده و در نهایت میزان عبور نرخ ارز به قیمت شکر چه اندازه‌گیری می‌شود.

در ادامه ساختار مقاله در پنج بخش سازماندهی شده است. ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه می‌شود، سپس، روش شناسی پژوهش بیان می‌شود. بخش چهارم یافته‌های تجربی بیان می‌شود و در نهایت، نتیجه گیری و پیشنهادات و کاربردهای سیاستی ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

از اوایل دهه ۱۹۷۰ فرایند جایگزینی رژیم ثابت نرخ ارز موسوم به سیستم برتون وودز[1] با رژیم شناور نرخ ارز شروع شد. بسیاری از کشورهای در حال توسعه پول ملی خود را با یک ارز مهم خارجی به عنوان مثال دلار آمریکا، یا یک سبد ارزی تثبیت می‌کردند. در سال ۱۹۷۵ حدود ۸۷ درصد کشورهای در حال توسعه نوعی سیستم ارزی ثابت داشتند. بعد از آن، کشورهای به تدریج از رژیم ارزی ثابت به رژیم ارزی شناور حرکت کردند. در سیستم ارزی شناور، نرخ ارز با عرضه و تقاضا در بازار ارز تعیین می‌شود. در مراحل ابتدایی رژیم ارزی شناور، ارزهای عمده در دنیا نوسان‌های زیادی را تجربه کردند. تغییرات نرخ ارز در نظام ارزی شناور توجه پژوهشگران و

1. Bretton Wood

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

سیاستگذاران را در باره اثرات بالقوه آن در اقتصاد به خود جلب کرد (کلرک[1] و همکاران، ۲۰۰۴؛ حاکو[2]، ۲۰۱۲).

نرخ ارز عامل مهمی در اقتصادهای مرتبط با دنیای خارج بوده و بر قیمت کالاها و خدمات وارداتی و قیمت کالاهای صادراتی تأثیر می‌گذارد. در صورتی که با اعمال سیاست‌های اقتصادی یا هر دلیل دیگری، نرخ ارز در کشور افزایش یابد، به‌دلیل 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 متأثر شده و موجب افزایش قیمت کالاهای مصرفی وارداتی و افزایش تمام شده تولیدات داخلی خواهد شد. 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 در صادرات به یک محصول وابسته هستند، بیشتر از طریق واردات بر اقتصاد کشور تحمیل می‌شود 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. لیکن میزان اثرگذاری نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات بسته به شرایط اقتصادی کشورها متفاوت است (اصغرپور و مهدی لو، ۱۳۹۳).

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[3] (ERPT) نامیده می‌شود. 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

1. Clark
2. Haque
3. Exchange Rate Pass-Trough

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

کمتر از یک درصد در قیمت داخلی کالاهای وارداتی شود، عبور نرخ ارز به صورت جزئی و ناقص است(اصغرپور و مهدی لو، ۱۳۹۳).

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 (حسینی و همکاران، ۱۳۹۷). اولین بار دورنبوش[1] (۱۹۸۷) به طور دقیق و با استفاده از مدل به موضوع نحوه انتقال تغییرات نرخ ارز به شاخص قیمت‌های 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.

گلدفلت و کوانت[2] (۱۹۷۷) در مطالعه خود درصد تغییر قیمت واردات در نتیجه یک درصد تغییر در نرخ ارز بین کشور صادرکننده و واردکننده را عبور (انتقال) تغییرات نرخ ارز نامیدند. در مجموع می‌توان اهم دلایل بررسی فرایند و میزان عبور تغییرات نرخ ارز به قیمت‌ها را به صورت زیر خلاصه کرد (خوشبخت و اخباری، ۱۳۸۶):

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 چشم اندازی از قدرت بازاری بین‌المللی برخی از صنایع خاص

ج) اثر عبور تغییر نرخ ارز بر جریان تجارت خارجی

1. Dornbusch
2. Goldfeld and Quandt

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

نحوه عبور تغییرات نرخ ارز به قیمت‌های داخلی در قالب اثرات مستقیم و غیرمستقیم به صورت زیر دسته‌بندی می‌شود:

الف) اثر مستقیم

این اثر نشان‌دهنده عبور تغییر نرخ ارز به قیمت واردات از طریق بخش خارجی یک کشور است. اگر قیمت کالای وارداتی در بازار جهانی ثابت باشد و پول داخلی تضعیف شود، قیمت کالای وارداتی بر حسب پول داخلی افزایش می‌یابد. با توجه به اینکه کالای وارداتی نوعاً کالای تمام‌شده و یا کالای واسطه می‌باشد، اولی به طور مستقیم و دومی از طریق افزایش هزینه تولید و افزایش قیمت تمام‌شده کالاهای داخلی موجب افزایش قیمت مصرف‌کننده می‌شوند. این اثر در واقع نشان دهنده عبور تغییرات نرخ ارز به کالای وارداتی است. یعنی با افزایش نرخ ارز یا تضعیف پول داخلی قیمت کالای وارداتی افزایش یافته است. گلدبرگ و کنتر[1] (۱۹۹۷) بیان می‌کنند که اثر عبور، زمانی به طور کامل یا صد در صد می‌باشد که اضافه بها[2] و هزینه نهایی ثابت باشند.

ب) اثر غیرمستقیم

اثر عبور تغییرات نرخ ارز به رقابت‌پذیری کالاها در بازارهای بین‌المللی نیز ارتباط دارد. تضعیف ارزش پول داخلی باعث ارزان شدن کالاهای داخلی برای خریداران خارجی شده که منجر به افزایش صادرات و تقاضای کل می‌شود و با وجود مازاد تقاضا در بازار داخلی سطح قیمت‌های داخلی افزایش می‌یابد. از آنجا که در قراردادها در کوتاه‌مدت سطح دستمزد اسمی ثابت است، سطح دستمزد واقعی در نتیجه این تحولات سیر نزولی یافته و تولید نیز افزایش می‌یابد. با گذشت زمان که دستمزدها تعدیل شوند و به سطح اولیه خود برسند با افزایش هزینه تولید، سطح قیمت‌ها افزایش و در نتیجه تولید کاهش می‌یابد. بنابراین کاهش ارزش پول، موجب افزایش دائمی در سطح قیمت‌ها و افزایش موقتی تولید می‌شود.

---

1. Goldberg and Knetter
2. Mark up

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

انصاری نسب و پاس (۱۴۰۰) با پژوهشی تحت عنوان بررسی سرعت انتقال رژیم در اثرگذاری نامتقارن نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ با روش روش‌های غیرخطی مارکف-سوئیچینگ (MS) و رگرسیون انتقال ملایم (STR) یافته است که اثر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی غیرخطی و نامتقارن است که این اثر بستگی به‌سرعت انتقال رژیم دارد.

شافعی و همکاران (۱۳۹۹) با هدف بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز حقیقی بر واردات بخش کشاورزی ایران از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم‌یافته برای شاخص‌سازی نااطمینانی نرخ ارز حقیقی، از رهیافت الگوهای خودرگرسیونی و تصحیح خطای‌برداری برای برآورد رابطه همجمعی و پویایی‌های کوتاه مدت و بلندمدت و در نهایت، برای پیش‌بینی از روش شبکه عصبی مصنوعی استفاده کرده است. نتایج نشان دادند که رابطه غیرمستقیم از نوسانات نرخ ارز حقیقی و الگوی مصرفی جامعه بر واردات بخش کشاورزی است.

قهرمان زاده و همکاران (۱۳۹۹) با هدف بررسی انتقال قیمت جهانی و نرخ ارز به قیمت داخلی نهاده‌های عمده وارداتی (ذرّت، کنجاله سویا و جو) از روش تصحیح-خطای تک معادله‌ای(SEECM) استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که برای هر سه نهاده مذکور، قیمت جهانی این کالاها و نرخ ارز اثر مثبت و معنی‌داری بر قیمت‌های داخلی آنها دارد.

۳. مدل سازی و روش تحقیق

همان‌طور که قبلاً ذکر شد، به منظور جلوگیری از مشکل خطای انتخاب نمونه اریب، یکی از مهمترین انگیزه‌های ما را برای کاربرد مدل MSIAH است. مدل سوئیچینگ مارکوف به ما امکان می‌دهد نوسانات طولانی را در داده‌ها و سوئیچ‌های تغییر رژیم‌های گسسته و ناپیوسته را در داده‌های پویا به صورت مدل شناسایی کنیم. اساساً، این مدل‌ها فرض می‌شود که رژیم‌ها در واقع قابل مشاهده نیستند، بلکه توسط یک فرآیند تصادفی اساسی و غیرقابل مشاهده تعیین می‌شوند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

مدل اصلی این مقاله برای برآورد (تخمین) اثر انتقال تغییرات نرخ ارز بر سطح قیمت کالاهای وارداتی شکر با استفاده از مدل‌های ماکوف سویچینگ با تغییر در میانگین، واریانس خطا و ضرایب برآوردگرهای غیر تصادفی به صورت زیر ارائه می‌شود (بهرام شاه[1] و همکاران، ۲۰۱۷):

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

درمدل فوق Δ نشان دهنده اپراتور تفاوت (اختلاف) مرتبه اول است، π_t تغییرات قیمت شکر وارداتی (در بسته بندی ۹۰۰ گرمی) است، r_t نرخ ارز اسمی (دلار با نرخ ترجیحی) است، π_t^* تغییرات قیمت جهانی شکر است 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 به وسیله عبارت $\varphi_1(s_t)/[1-\varphi_1(s_t)]$ قابل تخمین است.

مقاله از نوع کتابخانه‌ای و اسنادی بوده و داده‌های مورد نیاز از شرکت پشتیبانی امور دام، بانک مرکزی و سازمان حمایت از تولید کنندگان و مصرف کنندگان اخذ شده است. دوره زمانی این مطالعه به صورت ماهانه و از فروردین ماه ۱۳۹۰ تا آذرماه ۱۳۹۸ بوده است. براساس الگوهای سری زمانی، ابتدا ایستایی داده‌ها بررسی و سپس از الگوی رگرسیون مارکوف سوئیچینگ استفاده شده است.

۱-۳. الگوی مارکوف سوئیچینگ

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 (عباسی‌نژاد و ابراهیمی، ۱۳۹۲). در الگوهای غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیری که الگوسازی روی آن انجام

1. Baharumshah

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

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 رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم[1] (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 (صالحی سربیژن و همکاران، ۱۳۹۲). الگوی مارکوف سوئیچینگ از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. به طوری که 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 و شهباززاده، ۱۳۹۳).

در مدل‌های تبدیل مارکوف، اولاً 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. ثانیاً تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به عنوان ویژگی، این مدل‌ها لحاظ شود. به عبارت‌دیگر، مدل، تبدیل مارکوف از چندین معادله 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

1. Smooth Transition Regression

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

همزمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته مشروط به درون‌زا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (رژیم‌های مختلف) می‌باشد (اصغرپور و مهدیلو، ۱۳۹۳)

الگوهای مارکوف سوئیچینگ یک روش متداول برای بررسی و تعیین عدم تقارن است. این الگوها توسط گلدفلد و کوانت (۱۹۷۳) بر اساس رگرسیون‌های چرخشی ارائه شد. گام اصلی توسعه این الگوها توسط همیلتون[1] (۱۹۸۹) صورت گرفت که این روش را برای داده‌های وابسته به ویژه الگوهای خودتوضیح به‌کار گرفت. مهم‌ترین مساعدت الگوسازی در این زمینه، ترکیب الگوی مارکوف سوئیچینگ با الگوی خودتوضیح برداری توسط همیلتون (۱۹۸۹) و کرولزیگ[2] (۱۹۹۸) صورت گرفته است.

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

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

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

$$P = \left[\begin{pmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1M} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1} & \cdots & p_{MM} \end{pmatrix} \right] \tag{۳}$$

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 که می‌توان نوشت:

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

1. Hamilton
2. Krolzig

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

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

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

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 که در دوره t-1 نیز در رژیم دوم قرار داشته است. P_{12} احتمال جابجایی Y_tاز 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 (کرولزیگ،۲۰۰۱؛ سوری[1]،۲۰۱۵)

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

الگوهای مذکور می‌توانند در حالت‌های متفاوت از جمله الگوهای خودتوضیح (AR)، خودتوضیح‌برداری (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 (۲) انواع الگوهای MS-AR معرفی شده است.

1. Suri

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

جدول ۲. الگوهای مختلف مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح (MS-AR)

MSI		MSM			
عرض از مبدأ (α) ثابت	عرض از مبدأ (α) متغیر	میانگین (μ) ثابت	میانگین (μ) متغیر		
Linear AR	MSI-AR	Linear AR	MSM-AR	واریانس ($\sum$) ثابت	Aj ثابت
MSH-AR	MSIH-AR	MSH-AR	MSMH-AR	واریانس ($\sum$) متغیر	
MSA-AR	MSIA-AR	MSA-AR	MSMA-AR	واریانس ($\sum$) ثابت	Aj متغیر
MSAH-AR	MSIAH-AR	MSAH-AR	MSMAH-AR	واریانس ($\sum$) متغیر	
I: عرض از مبدأ	A: پارامتر خودتوضیح	H: واریانس	M: میانگین	تعریف نمادها	

مأخذ: کرولزیگ (۱۹۹۷)

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.

حداقل به سه دلیل مدل‌های تغییر رژیم جذاب هستند. اول، این مدل‌ها با این واقعیت مطابقت بیشتری دارند و تورم در کالاهای متفاوت (با توجه وارداتی، صادراتی، استراتژیک بودن) دردوره‌های زمانی مختلف رفتار متفاوت دارد. به عبارت دیگر، در مدل‌های سوچینگ مارکوف با در نظر گرفتن دوره‌های زمانی مختلف امکان رفتارهای پویا و متفاوتی در هر رژیم را برای متغیر فراهم می‌کنند. همچنین اینکه، این مدل برای در نظر گرفتن عدم تقارن و غیرخطی‌بودن مناسب ارتباط بین متغیرها مناسب است؛ که این موضوع در رفتار آماری متغیر تورم و قیمت وجود دارد. دوم، رویکرد مدل‌سازی که در این مطالعه به کار می‌بریم، رویکرد ساده تری نسبت به ساختارهای متداول را در شناسایی روند و رفتار تورم در هر رژیم خاص تحمیل می‌کند. این در حالی است با اجازه دادن به تغییر رژیم، قدرت متناسب سازی بررسی داده‌های تاریخی به محقق داده می‌شود. ویژگی بارز این روش استفاده از معادلات ساده برای بررسی رفتار تغییرات قیمت کالا، در

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

چارچوبی که تغییر رژیم به صورت گسسته امکان پذیر است. سوم، به طور کلی، این روش اجازه می‌دهد تا ضرایب متغیرها وابسته به رژیم باشند و همراه با برآورد احتمال انتقال و جابه جایی بین رژیم‌ها تغییر کنند.

۴. یافته‌های تجربی

سری‌های زمانی ناپایا منجر به برآوردهای گمراه‌کننده می‌شود. بنابراین، قبل از برآورد الگوهای رگرسیونی بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمونهای ریشه واحد کاملاً ضروری است. لذا نخستین مرحله در برآورد سری‌های زمانی بررسی وضعیت متغیرهاست، از آنجایی که تواتر داده‌ها در این تحقیق ماهانه است، استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF)، و و فیلیپس–پرون (PP)، ممکن است به خطا در بررسی وجود ریشه واحد منجر شود، جهت رفع این مشکل، 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. در نتیجه 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 تعمیم یافته 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 فرضیه صفر مبنی بر مانایی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته رد و مشخص می‌شود که تمام متغیرهای الگو انباشته از درجه یک هستند. بنابراین می‌توان از آزمون‌های انباشتگی برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو استفاده نمود.

در مرحله بعدی برای تعیین تعداد وقفه بهینه، از معیارهای مختلفی نظیر، معیار اطلاعات آکائیک[2] معیار شوارتز[3]، معیار حنان کوئین[4] استفاده شده است. در هریک از معیارهای نامبرده،

---

1. Hylleberge, Engle, Granger, Yoo Test
2. Akaike Information Criterion
3. Schwarz Information Criterion
4. Hannan-Quinn Information Criterion

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

وقفه بهینه به صورتی انتخاب شده است که اولاً، درجه آزادی زیادی از دست داده نشود و 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 چهارم نسبت به سایر وقفه‌ها مشاهده شده و لذا این وقفه به عنوان وقفه بهینه انتخاب شد.

۱-۴. مدل مارکف سویچینگ[۱]

جدول ۳. میزان عبور نرخ ارز به قیمت شکر در رژیم‌های مختلف

رژیم	کوتاه‌مدت	بلندمدت
۰	-۴/۴۷ (۰/۲۷)	.
۱	۰/۰۵۵** (۰/۰۳)	۰/۰۶۵**

* 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 توجه به یافته‌های تحقیق، اثر عبور نرخ ارز به قیمت شکر (درجه‌ی عبور نرخ بر قیمت شکر) تحت رژیم صفر در کوتاه مدت ۴/۴۷- و در بلندمدت صفر است. همچنین، عبور نرخ ارز به شاخص قیمت شکر در رژیم یک در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۰۵۵ و ۰/۰۶۵ است.

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

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

جدول ۴. نتایج برآورد ضرایب مدل با استفاده از الگوی مارکوف‌سوئیچینگ

متغیر	$S_t=0$ رژیم صفر	$S_t=1$ رژیم یک	
عرض از مبدأ	۳۲۶۴*** (۰/۰۰)	۱۵۹/۹۱*** (۰/۰۰)	
تغییر قیمت کالا با یک وقفه	-۰/۵۲ (۰/۱۷)	۰/۱۸*** (۰/۰۰)	
تغییر قیمت کالا با دو وقفه	-۰/۲۱ (۰/۵۴)	۰/۰۸*** (۰/۰۰)	
تغییر قیمت کالا با سه وقفه	۰/۵۵ (۰/۳۱)	-۰/۱۰*** (۰/۰۰)	
تغییر قیمت کالا با چهار وقفه			
وقفه اول ارز رسمی	-۴/۴۷ (۰/۲۷)	۰/۰۵** (۰/۰۲)	
تغییر قیمت جهانی کالا با یک وقفه	-۲۵۳/۲۳ (۰/۱۴)	۱۰/۰۰** (۰/۰۱)	
تغییر قیمت جهانی کالا با دو وقفه	۱۰۶/۵۰ (۰/۵۷)	۲/۱۰ (۰/۶۲)	
Sigma (σ2)	۴۲۵۹/۱۳ [۲۳۴/۶]	۲۲۴/۹۳ [۲۰/۰۶]	
p_{0|0}	۰/۵۹ [۰/۱۴]		
p_{0|1}	۰/۹۳ [۰/۰۲]		
آزمون‌های تشخیصی			
AIC	۱۵/۴۱		
دوره زمانی	۱۳۹۸:۹-۱۳۹۰:۱		
آزمون خطی بودن LR	۲۹۶/۱۴ (۰/۰۰)***		
آزمون نرمالیتی	۳/۸۸ (۰/۱۴)		
آزمون ARCH	۰/۱۹ (۰/۶۵)		
آزمون Portmanteau	۳۶/۸۲ (۰/۴۳)		

ماخذ: یافته‌های تحقیق، * 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.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

در بحث برآورد الگو یک مسأله مهم، تصمیم جهت برآورد یک الگو خطی و یا غیرخطی است. برای این منظور، خطی‌بودن 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 ۵) فرضیه صفر آزمون LR مبنی بر خطی بودن رفتار متغیرها رد شده و غیرخطی بودن رابطهٔ بین متغیرهای قیمت شکر و نرخ ارز رسمی (ترجیحی) تأیید می‌شود بنابراین بکارگیری الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ، مناسب است.

همچنین، بر اساس احتمال‌های انتقال گزارش‌شده در جدول شماره ۴، احتمال بقا در رژیم‌ها، برای رژیم‌های ۰ و ۱ به ترتیب ۵۹ و ۹۳ درصد است. این احتمال نشان می‌دهد اگر سیستم وارد هر یک از رژیم‌های ۰ و یا ۱ شود، احتمال ماندگاری در رژیم‌ها، بسیار بالا (پایدار) است. همچنین و بر اساس ارزش احتمال آماره‌های کای‌دو گزارش شده، فرضیه‌های نرمال بودن پسماندها و عدم وجود خطای خودهمبستگی و بر اساس ارزش احتمال آمارهٔ F فرضیه صفر آزمون ARCH- LMمبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خودرگرسیونی (ARCH) در سطح اعتماد مناسبی، رد نمی‌شود. بنابراین 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 ۴ الی ۶ به شرح زیر قابل تفسیر است:

۱. طی دوره زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی آذر ۱۳۹۸(۱۳۹۸:۰۹- ۱۳۹۰:۰۱)، متوسط قیمت شکر برابر ۲۹۰۳۳ ریال به ازای هر بسته ۹۰۰ گرمی و حداکثر و حداقل قیمت این کالا، به ترتیب برابر ۶۸۱۴۷ و ۱۲۷۶۷ ریال به ازای هر بسته ۹۰۰ گرمی بوده است. متوسط نرخ رشد قیمت ماهانه این کالا برابر ۱/۵درصد بوده است. این در حالی است که، طی دوره اجرای سیاست ارز ترجیحی (۱۳۹۸:۰۹- ۱۳۹۷:۰۲)، متوسط نرخ رشد ماهانه قیمت شکر برابر ۲/۷درصد بوده است و لذا عبور نرخ ارز ناقص بوده است.

---

1. Davies
2. Ang and Bekaert

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

۲. بررسی روند نرخ ارز رسمی (ترجیحی)، طی دوره زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی آذر ۱۳۹۸ (۱۳۹۸:۰۹- ۱۳۹۰:۰۱)، نشان می‌دهد که متوسط نرخ ارز رسمی برابر ۲۷۵۶۴ ریال به ازای هر دلار ایالات متحده بوده که حداکثر و حداقل نرخ ارز، به ترتیب، برابر ۴۲۹۷۳ ریال و ۱۰۴۹۱ ریال به ازای هر دلار ایالات متحده بوده است. همچنین متوسط نرخ رشد قیمت ماهانه نرخ ارز در این دوره، برابر ۱/۵درصد بوده است.

۳. نتایج آزمون علیت نشان می‌دهد که تغییر نرخ ارز سببی برای تغییر قیمت شکر نبوده و وجود ارتباط برای شکر تأیید نشده است لذا هیچ نوع رابطه علّی بین دو متغیر تحت مطالعه مشاهده نشده است.

۴. نتایج پژوهش فوق نشان می‌دهد که 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 برای کالای شکر، پایدار بوده است.

۵. یافته‌های بکارگیری رهیافت MSIAH نشان داده است که برای کالای شکر عبور نرخ ارز در دو رژیم، روی داده است. علاوه بر آن در طی ۱۹ ماه دوره اجرای سیاست ارز ترجیحی (۱۳۹۸:۰۹- ۱۳۹۷:۰۲)، علیرغم ثابت نگه‌داشتن نرخ ارز، اثر عبور نرخ ارز به قیمت شکر طی هفت (۷) ماه معنی‌دار بوده است. همچنین عبور نرخ ارز به قیمت شکر در ۱۲ ماه از دوره زمانی اجرای سیاست مذکور، منتقل و معنادار نشده است (مطابق جدول ۵).

۶. در کوتاه‌مدت، میزان عبور نرخ ارز به قیمت شکر در رژیم دوم معنی‌دار و برابر ۵ (پنج) درصد بوده است و در بلندمدت نیز میزان عبور نرخ ارز همان رژیم، برابر ۶(شش) درصد بوده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

جدول ۵. طبقه‌بندی، پیش‌بینی و متوسط طول دوره‌ی زمانی رژیم‌ها در قیمت شکر

رژیم	دوره زمانی	تعداد ماه
۰	۱۳۹۰:۱۱-۱۳۹۰:۱۱	۱
	۱۳۹۲:۲-۱۳۹۲:۲	۱
	۱۳۹۵:۵-۱۳۹۵:۴	۲
	۱۳۹۵:۸-۱۳۹۵:۷	۲
	۱۳۹۷:۶-۱۳۹۷:۵	۲
	۱۳۹۸:۴-۱۳۹۷:۱۲	۵
متوسط طول دوره (ماه)		۲/۲
جمع ماه‌ها (درصد)		۱۳ (٪۱۲/۹)
۱	۱۳۹۰:۱۰-۱۳۹۰:۵	۶
	۱۳۹۲:۱-۱۳۹۰:۱۲	۱۴
	۱۳۹۵:۳-۱۳۹۲:۳	۳۷
	۱۳۹۵:۶-۱۳۹۵:۶	۱
	۱۳۹۷:۴-۱۳۹۵:۹	۲۰
	۱۳۹۷:۱۱-۱۳۹۷:۷	۵
	۱۳۹۸:۹-۱۳۹۸:۵	۵
متوسط طول دوره (ماه)		۱۲/۶
جمع ماه‌ها (درصد)		۸۸ (٪۸۷/۱)

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶. نتایج روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت

رژیم ها	آزمون حذف متغیر Exclusion Test	$\delta_1 = \delta_2$	$\delta_1 = \delta_3$	$\delta_2 = \delta_3$	$\varphi_1 = \varphi_2$	رابطه کوتاه‌مدت		رابطه بلند مدت	
	φ					$\varphi = 1$		$\varphi = 0$	$\varphi = 1$
S_t= 0 رژیم صفر	۱/۲ (۰/۲۷)	۰/۷۹ (۰/۳۷)			۱/۲۴ (۰/۲۶)	۱/۸ (۰/۱۸)		۰/۰۸۶ (۰/۳۵)	۱/۳۷ (۰/۲۴)
S_t= 1 رژیم یک	۵/۰۱ (۰/۰۲)					۱۴۰۴/۵ (۰/۰۰)		۵/۱۷ (۰/۰۲)	۱۰۲۷/۴۱ (۰/۰۰)

ماخذ: یافته‌های تحقیق، اعداد داخل پرانتز نشان دهنده سطح معنی‌داری می‌باشند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

۵. جمع بندی و پیشنهادها

تحلیل عبور نرخ ارز بر مسیر سیاست‌گذاری‌های کلان یک کشور در کوتاه‌مدت و بلندمدت بسیار اثرگذار است. آگاهی از درجه ی عبور نرخ ارز و انتقال آن به قیمت کالاهای وارداتی که اهمیت ویژه‌ای در تأمین امنیت غذایی جامعه برخوردار است به سیاست‌گذاران اقتصادی، جهت اتخاذ سیاست‌های ارزی مناسب کمک می‌کند. اقتصاد ایران به شدت وابسته به درآمدهای ارزی صادرات نفتی است و تغییرات و نوسانات قیمت ارز می‌تواند از طریق واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای اقتصاد کشور را تحت تأثیر قرار دهد. در این مقاله، به بررسی اثرات عبور نرخ ارز به قیمت واردات شکر پرداخته است. نتایج حاصل از بر آورد مدل به ما نشان می‌دهد که طی دوره زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی آذر ۱۳۹۸، متوسط قیمت شکر برابر ۲۹۰۳۳ ریال به ازای هر بسته ۹۰۰ گرمی و حداکثر و حداقل قیمت این کالا، به ترتیب برابر ۶۸۱۴۷ و ۱۲۷۶۷ ریال به ازای هر بسته ۹۰۰ گرمی بوده است. در طول دوره‌ی مورد بررسی (از فروردین ۱۳۹۰ الی آذر ۱۳۹۸) متوسط نرخ رشد قیمت ماهانه شکر، برابر ۱/۵درصد بوده است. این در حالی است که، طی دوره زمانی اردیبهشت ۱۳۹۷ الی آذر ۱۳۹۸(۱۳۹۸:۰۹- ۱۳۹۷:۰۲) که سیاست ارز ترجیحی اجرا شده است، متوسط نرخ رشد قیمت ماهانه شکر برابر ۲/۷ درصد بوده است.

در کوتاه‌مدت، عبور نرخ ارز به قیمت شکر در رژیم دوم معنی‌دار و برابر ۵ (پنج) درصد بوده است. در بلندمدت نیز میزان عبور در این رژیم، برابر ۶ (شش) درصد بوده است. با توجه به این که در تنها در برخی از ماه‌های (۴۳ درصد) اجرای سیاست ارز ترجیحی ۱۳۹۸:۰۹-۱۳۹۷:۰۲، نرخ ارز توانسته است اثر معنی‌داری بر قیمت کالای منتخب(شکر) داشته باشد، لذا تخصیص ارز ترجیحی نتوانسته است، اثر نرخ ارز بر قیمت کالای منتخب 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 و در نهایت مناسب‌بودن مدل غیرخطی و وجود رژیم‌های متعدد، نشانگر رفتار غیرخطی قیمت‌ها و حاکم‌بودن بی‌ثباتی نسبی قیمت در بازار این کالاست.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که با وجود این که در دوره‌ی اجرای سیاست ارز ترجیحی، قیمت شکر به صورت دستوری تعیین شده است، اما عبور نرخ ارز در برخی از ماه‌ها، هرچند به صورت ناقص و محدود اتفاق افتاده است. به عبارت دیگر، تغییرات نرخ ارز می‌تواند بر قیمت شکر موثر باشد. همچنین از آنجایی که میانگین رشد قیمت شکر در زمان اجرای سیاست ارز ترجیحی، بیشتر از دوره زمانی قبل از آن است، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که سیاست‌های تنظیم بازاری متناسب و صحیح اجرا نشده است.

تخصیص ارز ترجیحی برای واردات کالاهای اساسی و شکل‌گیری موج انتظارات تورمی و هجوم مصرف‌کنندگان منجر به کمبود کالا و تغییرات قیمت غیرمنطقی و فراتر از پیش بینی نیاز به توجه همزمان تامین، توزیع و نظارت بر اصناف و بخش خصوصی در سیاست‌های تنظیم بازاری است. سیاست‌های نادرست تنظیم بازاری منجمله قیمت‌گذاری و کنترل‌های شدید قیمتی، تجربه تلخ افزایش قیمت‌ها و کمبود کالاها فراهم می‌آورد. از آنجایی که نرخ ارز ثابت نگه داشته شده (ارز ترجیحی) ولی همچنان شکر، افزایش قیمت را تجربه است بنابراین کمی‌سازی اثرانتظاری سایر عوامل موثر بر قیمت شکر می‌تواند موضوع مطالعات آتی باشد.

منابع

اصغرپور، ح؛ مهدی لو، ع (۱۳۹۳). «محیط تورمی و تأثیر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ایران: رهیافت مارکوف- سوئیچینگ». *پژوهش‌های و سیاست‌های اقتصادی*. ۷۰، صص ۱۰۲-۷۵.

انصاری‌نسب، م؛ پاس, پ (۱۴۰۰). «بررسی سرعت انتقال رژیم در اثرگذاری نامتقارن نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران». *اقتصاد مقداری*، ۷۱(۱۸)، صص ۱۲۴-۹۳.

برقی اسکویی م.م. و ا. شهباززاده (۱۳۹۳). «بررسی رابطه علی قیمت نفت خام و طلا؛ با تأکید بر رویکرد غیرخطی مارکوف سوئیچینگ». *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره۴۰، صص ۶۴-۳۹.

حسینی، ن. س. اصغرپور؛ ح. حقیقت، ج (۱۳۹۷). «درجه عبور نرخ ارز بر شاخص قیمت واردات ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم». *تحقیقات اقتصادی*، (۲)۵۳، صص ۳۲۱-۳۰۳.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

خلیلیان، ص.؛ بلالی، ح. و ص. بیک‌زاده (۱۳۸۱). «تحلیل روند نرخ ارز در اثر سیاست آزادسازی و تأثیر آن بر قیمت گوشت مرغ». *پژوهش و سازندگی*، (۱)۱۵، صص ۵۷-۵۳.

خوشبخت، آ. و م. اخباری (۱۳۸۶). «بررسی فرآیند اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر تورم شاخص‌های قیمت مصرف کننده و واردات در ایران». *پژوهشنامه اقتصادی*، (۴)۷، صص ۸۲-۵۱.

شافعی، ب؛ فتاحی اردکانی، ا و د. جهانگیرپور (۱۳۹۹). «پیش‌بینی و بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز حقیقی بر واردات بخش کشاورزی ایران». *فصلنامه علمی-پژوهشی تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۲ (۴۷)، صص ۱۵۰-۱۲۵.

صالحی سریژن م.؛ رئیسی اردلی، غ. و ن. شتاب بوشهری (۱۳۹۲). «نقاط رکود و رونق اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ». *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، شماره۲۳، صص ۸۳-۶۷.

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

قهرمان‌زاده، م. ؛ فرجی، س و ا. پیش‌بهار (۱۳۹۹). «انتقال قیمت جهانی و نرخ ارز به قیمت داخلی نهاده‌های عمده وارداتی دام و طیور در کشور». اقتصاد کشاورزی، ۱۴(۲)، صص۲۳-۵۲.

کازرونی، ع. و ن. رستمی (۱۳۸۶). «اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت در ایران (۱۳۸۱-۱۳۴۰)». *پژوهشنامه اقتصادی*، (۲)۷، صص ۱۹۶-۱۷۷.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۸). *متوسط قیمت اقلام خوراکی منتخب در کشور*. تهران، ایران.

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.

Bailliu J. and E. Fujii (2004). "Exchange Rate Pass-Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation". *Bank of Canada Working Paper*,pp 2004-21.

Clark P., Tamirisa N., Wei S., Sadikov A. and L. Zeng (2004). "A New Look at Exchange Rate Volatility and Trade Flows". *International Monetary Fund*, Peter. Washington D.C.

Dornbusch R. (1987). "Exchange Rate and Prices", *The American review*, Vol.77, No.1, pp. 93-106.

Goldberg P.K. and M.M. Knetter (1997), "Goods Prices and Exchange Rate: What Have We Learned?", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXV, pp1243-1272.

Goldfeld S. M. and R.E. Quandt (1973). "A Markov model for switching regressions". *Journal of Econometrics*, No. 1, pp 3-16.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]

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

Haque I. (2012). "The effect of exchange rate and commodity price volatilities on trade volumes of major agricultural commodities". *A Thesis presented to The University of Guelph*, Guelph, Ontario, Canada.

Krolzig H.M. (1998). "Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox", *unpublished, Nuffield College*.

Krolzig H.M. (2001). Business Cycle Measurement in the presence of Structural Change: International evidence". *International Journal of Forecasting*, No.17, pp349–368.

Krolzig H.M. (1997). "Markov Switching Vector Autoregressions modelling: statistical inference and application to business cycle Aanalysis". *Springer Science & Business Media*. Berlin.

Yeboah O. Shaik S. and A. Allen (2009). "Exchange Rates Impacts on Agricultural Inputs Prices using VAR". *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 41(2), pp. 511–520.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-05]

[DOI: 10.52547/qjerp.30.103.133]