

An Investigation of the Effect of Exchange Rate on the Pharmaceutical Industry Stock Return in Tehran Stock Exchange: An Application of the Markov Switching Approach

Hassan Heidari^{1*}, Yousef Mohammadzadeh², Arash Refah-Kahriz³

1- Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran
h.heidari@urmia.ac.ir

2- Assisstan Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University Urmia, Iran
yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir

3- M.Sc. in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran
arash.refah@gmail.com

Abstract

Nowadays, the pharmaceutical industry in terms of its relationship with public health and also the special economic value is considered one of the most important industries in the capital market. Therefore, improvement of the health sector has always been the main objective of the authorities in various countries. Hence, this paper investigates the impact of exchange rate on the pharmaceutical industry stock return in Tehran Stock Exchange by using monthly data from 2005:4 to 2016:2 and applying Markov switching non-linear approach. For this purpose, among the various modes of Markov switching model, MSIH (3) -AR (2) has been selected. The results show that in an optimal model consists of three regimes, and the exchange rate has different impact on the return of the pharmaceutical industry in different regimes. As a result; coefficients exchange rate in the first regime has negative effect, but in regimes 2 and 3 positive effect on the pharmaceutical industry stock return in the Tehran Stock Exchange. Also, the inflation rate of the health sector in the regimes 1 and 2 have a positive effect, but in the regime 3 has a negative effect on the pharmaceutical industry stock return in Tehran Stock Exchange. In addition, the results show that the sustainability of the pharmaceutical industry return in the regime with the high returns (first regime) was more than that of the regime with the little low return (second regime) and that of the regime with the high low returns (third regime). But the volatility of the pharmaceutical industry return in the third regime was more than that of the first and second regimes.

Keywords: Stock market, Sustainability, Pharmaceutical industry, Markov switching model, Exchange rate

بررسی تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت مارکف سوئیچینگ

حسن حیدری^{۱*}، یوسف محمدزاده^۲، آرش رفاح کهریز^۳

۱- استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
h.heidari@urmia.ac.ir

۲- استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir

۳- کارشناس ارشد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
arash.refah@gmail.com

چکیده

امروزه صنعت دارو به لحاظ ارتباط آن با سلامت عمومی و برخورداری از ارزش ویژه اقتصادی، یکی از مهم‌ترین صنایع در بازار سهام محسوب می‌شود؛ بنابراین بهبود شاخص‌های بخش سلامت همواره از اهداف اصلی دولت‌مردان در جوامع مختلف بوده است؛ از این رو، مطالعه حاضر می‌کوشد تأثیر نرخ ارز را در بازده سهام صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران، با استفاده از داده‌های ماهانه دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ و با بهره‌گیری از رهیافت غیرخطی مارکف سوئیچینگ بررسی کند. بدین منظور، از میان حالت‌های مختلف الگوی مارکف سوئیچینگ، الگوی (2) AR-MSIH(3) انتخاب شد. نتایج نشان داد در یک الگوی بهینه متشکل از سه رژیم، نرخ ارز، آثار متفاوتی در بازده صنعت دارو در رژیم‌های مختلف دارد؛ بدین صورت که ضرایب نرخ ارز در رژیم اول، تأثیر منفی ولی در رژیم‌های ۲ و ۳ در بازده صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران، اثر مثبت داشته است. اثر نرخ تورم بخش بهداشت و درمان در رژیم‌های ۱ و ۲ نیز مثبت ولی در رژیم ۳ منفی بوده است. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد پایداری بازده صنعت دارو در رژیم ۱ (رژیم با بازده زیاد) نسبت به دو رژیم ۲ (رژیم با بازده پایین کم) و رژیم ۳ (رژیم با بازده پایین زیاد) بیشتر بوده است؛ ولی نوسان‌های بازده صنعت دارو در رژیم ۳ بیشتر از نوسان‌های رژیم‌های ۱ و ۲ بوده است.

واژه‌های کلیدی: الگوی مارکف سوئیچینگ، بازار سهام، پایداری، صنعت دارو، نرخ ارز

مقدمه

از الزامات اساسی کشورها برای پیمودن مسیر توسعه، داشتن بازار متشکل و منظم سرمایه است. امروزه نقش این بازار در کنار سایر بازارها برای ایجاد تعادل اقتصادی بر کسی پوشیده نیست. توسعه بازارهای اوراق بهادار در دهه های اخیر سهم زیادی در رشد و توسعه کشورها داشته است [۴۵]. تأثیر وجود چنین بازاری در عملکرد اقتصاد زیاد است. در چند دهه اخیر نیز ضمن تأکید بر تأثیر این بازارها در توسعه اقتصادی، توجه بیشتری به آن شده است [۲۹]. بورس اوراق بهادار از نظر توسعه بخش مالی و ارتقای بازار سهام در سیستم مالی کشور ایران، جایگاه ویژه ای دارد و کارآمدی و توسعه بازار سرمایه به فعال بودن این نهاد در کشور وابسته است. دو کارکرد مهم بورس اوراق بهادار را جمع آوری پس اندازهای اندک و نقدینگی موجود در سطح جامعه و هدایت آنها به سمت فرایند تولید کالا و خدمات در کشور می توان ذکر کرد. از بعد سرمایه گذاری نیز سرمایه گذاران بورس اوراق بهادار، طیف وسیعی از افراد جامعه را تشکیل می دهند که همواره در پی کاهش ریسک و افزایش بازده تناسب با قبول ریسک هستند. در این راستا، شناسایی عوامل مؤثر در بازده بورس اوراق بهادار، تأثیر زیادی در تحلیل عمیق تر و اتخاذ تصمیم مناسب تر از طرف سرمایه گذاران دارد [۱۱]. بررسی بازده شاخص سهام در بخش صنایع مرتبط با سلامت از جهات مختلفی اهمیت دارد. گفتنی است سلامت، مهم ترین دارایی مادی هر انسانی است؛ بنابراین ارزشمندترین سرمایه و ثروت وی محسوب می شود؛ از این رو، بخش سلامت را از با اهمیت ترین بخش های هر اقتصادی می توان نام برد. بهبود متغیرها و شاخص های بخش سلامت، همواره از اهداف اصلی دولتمردان در جوامع مختلف بوده

است. علاوه بر این، بخش سلامت به دلیل زیادبودن هزینه های معامله، نااطمینانی های طرف عرضه و تقاضا، عدم تقارن اطلاعات، آثار بیرونی، محدودیت های بازار، دخالت گسترده دولت و اهمیت کیفیت، تفاوت های آشکاری با سایر بخش های اقتصادی دارد [۳۲]. ارزیابی سیاست ها و قوانین مصوب در بخش سلامت نیز با بررسی بورس اوراق بهادار، به ویژه بورس اوراق بهادار صنایع مرتبط با بخش سلامت، میسر است؛ یعنی آثار قوانین مصوب در بخش سلامت را با ارزیابی اثرگذاری در بازار سهام مرتبط با بخش سلامت می توان تجزیه و تحلیل کرد [۲۴]. صنعت دارو با توجه به نقش مهم آن در بورس اوراق بهادار تهران از لحاظ سودآوری و نقش کلیدی آن در بازار سهام هر کشور و ارزش وجودی آن در سلامت انسان ها و به تبع آن، اهمیت سلامت نیروی کار به عنوان یکی از مهم ترین پارامترهای رشد و توسعه اقتصادی، یکی از کلیدی ترین صنایع هر کشوری محسوب می شود. براساس مجله فورچن^۱ در سال (۲۰۱۲) در میان صنایع مختلف در دنیا، صنعت دارو بعد از صنعت نفت، گاز و پتروشیمی، دومین صنعت سودآور است که این موضوع به خودی خود، اهمیت این صنعت را در اقتصاد بیان می کند که این روند در سال های اخیر نیز ادامه داشته است. مطالعات اخیر (نظیر دانزون و فروکاوا^۲، ۲۰۰۳ [۹]؛ دانزون^۳ و همکاران، ۲۰۰۵ [۱۰]؛ دوکس^۴، ۲۰۰۲) نشان می دهد صنعت دارو، پتانسیل زیادی در بازار سهام دارد؛ زیرا این صنعت، یک صنعت باثبات و کم ریسک نسبت به دیگر صنایع است. علاوه بر این، با توجه به اینکه ایران در سال های اخیر با مشکل تحریم ها مواجه بوده است، رفع این تحریم ها از جهات متعددی

1. Fortune: <http://fortune.com/section/magazine/>

2. Danzon & Furukawa

3. Danzon & Nicholson

4. Dukes

به عملکرد صنعت دارو کمک می کند؛ از جمله به کاهش هزینه های مالی و بهبود اوضاع آن، همکاری با شرکت های معتبر خارجی و تولید داروهای مشابه با آنان، ورود سرمایه گذاران خارجی به بخش صنعت دارو در داخل و اجرای طرح های مختلف برای بهبود اوضاع نظام سلامت می توان اشاره کرد. گشایش اعتبار برای شرکت های دارویی در چند سال گذشته امکان پذیر نبود و این شرکت ها به اجبار، کلیه پرداخت های خود را باید به صورت نقدی پرداخت می کردند که در این صورت، هزینه های مالی آنان تا حد زیادی افزایش می یافت؛ ولی با رفع تحریم های بانکی و دسترسی به سوئیفت^۱، انتظار می رود هزینه های مالی شرکت های مذکور کاهش یابد و سود خالص دریافتی (درآمد قبل از بهره و مالیات) شرکت های داروسازی نیز افزایش یابد؛ بنابراین مطالعه حاضر، تأثیر دو متغیر مهم نرخ ارز و نرخ تورم بخش بهداشت و درمان را در بازده سهام صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران بررسی می کند.

در ادامه، مبانی نظری، مطالعات انجام شده درباره موضوع و بعد از آن، الگوی روش پژوهش ذکر می شود؛ سپس الگوی پژوهش و داده ها و مراحل تخمین و یافته های پژوهش بررسی می شود. در نهایت، در بخش پایانی، نتیجه گیری و پیشنهادها ارائه شده است.

مبانی نظری

با توجه به اهمیت ویژه بخش سلامت در توسعه اقتصادی کشورها، سیاست گذاران و برنامه ریزان کشورهای مختلف به صنایع مرتبط با این بخش از جمله صنعت تجهیزات پزشکی و صنعت دارو همواره توجه

کرده اند [۴،۵،۴۷]. کمیسیون اقتصاد کلان سازمان بهداشت جهانی سلامت^۲ نیز نقش سلامت را در تأمین امنیت توسعه اقتصادی برجسته می داند و سرمایه گذاری هر چه بیشتر در بخش سلامت را برای کشورهای در حال توسعه توصیه می کند [۴۸]. با توجه به رابطه نزدیک قیمت خرده فروشی محصولات با سلامت افراد جامعه، دولت ها همواره می کوشند با اعمال انواع قوانین و مقررات (مانند ثبت اختراع)، کنترل تأثیرات شرایط اقتصاد کلان (مانند رشد شاخص تورم مصرف کننده) و انتقال تکنولوژی زیاد، زمینه های رشد و توسعه این صنعت را فراهم آورند [۵۰]. با توجه به اینکه بازار سرمایه یکی از بازارهای مهم اقتصادی است که در روند توسعه صنایع نیز نقش کلیدی دارد، اهمیت بررسی عوامل مؤثر در بازار سرمایه صنایع مختلف همواره مدنظر پژوهشگران و سیاست گذاران بوده است. تأثیرپذیری تغییرات قیمت های سهام از متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز و تورم همواره به عنوان یک نظریه پذیرفته شده است. براساس نظریه شارپ^۳ (۱۹۶۳)، عوامل مؤثر در بازده سهام به دو دسته عوامل درونی و بیرونی تقسیم بندی می شود. منظور از عوامل درونی یا خرد همان مسائل مربوط به فعالیت های درون شرکت ها است که تحت کنترل مدیران شرکت ها قرار دارند. عوامل بیرونی (عوامل کلان) از جمله عوامل اقتصادی، سیاسی و فرهنگی خارج از کنترل مدیریت است که در بازده سهام شرکت ها تأثیر گذار است. از این میان، متغیرهای کلان اقتصادی، بیشترین تأثیر را در بازده سهام دارند [۴۲]. براساس مطالعه کورادی^۴ و همکاران (۲۰۱۳) عامل ۷۵ درصد از تغییرات بازار سهام در ایالات متحده آمریکا به دلیل متغیرهای کلان

2. World Health Organization (WHO)

3. Sharpe

4. Corradi

1. Society for Worldwide Interbank Financial Telecommunication (SWIFT)

درآمدهای ناشی از صادرات کالا و خدمات در وضعیت بهتری قرار خواهند گرفت که در این صورت، تقاضا برای سهام صنعت مدنظر افزایش می‌یابد [۴۳]؛ البته در شرایطی که شرکت‌هایی که در صنایع مختلف، حساسیت زیادی به تغییرات نرخ ارز نشان دهند، در صورت افزایش قیمت ارز، با تغییرات کاهشی در بازده سهام مواجه خواهند شد [۲۶]. از این نظر در ایران، بازار سهام و بازار ارز، دو بازار جانشین یکدیگر محسوب می‌شوند؛ از این رو، رونق در بازار سهام می‌تواند موجب کاهش قیمت سهام شود [۱]. نرخ ارز و نوسان‌های آن و درحقیقت، انتخاب صحیح و بهینه نظام ارزی، تأثیر مهمی در صادرات و واردات مواد دارویی در نظام سلامت کشور دارد. به‌طور عمده، دو منبع عرضه دارو وجود دارد. یکی، تولیدات شرکت‌های داخلی و دیگری، واردات دارو از کشورهای خارجی. بازار داروی ایران در سال ۱۳۹۳ در حدود یک‌هزار میلیارد ریال بوده است. این بازار از سال ۱۳۸۴ تا سال ۱۳۹۳ با نرخ رشد مرکب سالانه ۳۰ درصد رشد داشته است. واردات در صنعت داروی ایران، نقش پررنگی دارد؛ به‌صورتی که یا داروها به‌طور مستقیم وارد می‌شوند و یا بخش زیادی از مواد اولیه آنها وارداتی است که نقش نرخ ارز در صادرات و واردات، مهم و تأثیرگذار جلوه می‌کند [۳۹]. علاوه بر این، نرخ ارز یکی از عوامل کلیدی بین یک اقتصاد کوچک باز و اقتصادهای بزرگ جهان نظیر چین و ژاپن و هند بوده است. این نرخ با بازار کالا و دارایی، روابط بین قیمت‌ها در داخل کشور و قیمت‌های داده‌شده در بازار جهانی را برقرار می‌کند و یک عامل اثرگذار در سیاست‌ها، راهبردها، ساز و کارهای روزانه، ساختار سیاسی، اجتماعی و فرهنگی محسوب می‌شود. به‌علاوه نرخ ارز می‌تواند متغیرهای کلان اقتصادی نظیر

اقتصادی بوده است [۸]. نقش مهم تغییرات نرخ ارز در تغییرات در بازده سهام صنایع مختلف، در مطالعات متعددی نشان شده است؛ از جمله به مطالعات یانگ و دونگ^۱ (۲۰۰۴) برای ۷ کشور صنعتی [۴۹]، فیلاکتس و راوازولا^۲ (۲۰۰۵) برای کشورهای حوزه اقیانوس آرام [۳۵] و پن^۳ و همکاران (۲۰۰۷) در بازار سهام ۷ کشور آسیای شرقی [۳۴] می‌توان اشاره کرد. دیامندیس و دراکوس^۴ (۲۰۱۱) نیز نقش نرخ ارز را در تأثیرگذاری قیمت سهام انکارناشدنی نشان دادند و ارتباط بین این دو را مثبت ارزیابی کردند [۱۲]. برخی مطالعات نیز کوشیدند رابطه نرخ ارز و بازده سهام را در شرایط مختلف اقتصادی بررسی کنند؛ مانند لین^۵ (۲۰۱۲) که با استفاده از الگوهای خطی ARDL برای بازارهای نوظهور کشورهای آسیایی به این نتیجه رسید که در دوران بحران‌های مالی و آشفته بازار نسبت به دوران آرام بازار سهام، ارتباط بین این دو قوی است و بسیاری از شوک‌های قیمت سهام را ناشی از تغییرات نرخ ارز می‌داند [۳۱]. به‌علاوه بازده صنایع مختلف بورس اوراق بهادار تهران همواره تحت تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز و نرخ تورم در دوران رکود و رونق اقتصادی بوده است [۴۳]. در این مورد، اشکیلی و نگویان^۶ (۲۰۱۴) نیز با استفاده از الگوهای تغییر رژیم مارکف نشان دادند نرخ ارز، تأثیر زیادی در بازار سهام در هر دو دوره آرام و آشفته در دوران رکود و رونق بازار دارد [۷]. کانال ارتباطی نرخ ارز و بازده سهام بدین صورت گفتمانی است که شرکت‌های صنایع مدنظر با افزایش قیمت ارز، توان رقابتی بهتری در صادرات از خود نشان داده و در نتیجه، با افزایش

1. Yang & Doong
2. Phylaktis & Ravazzolo
3. Pan
4. Diamandis & Drakos
5. Lin
6. Chkili & Nguyen

مطالعات تجربی

از دیرباز، بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و صنایع مختلف در بورس از مباحث جدال انگیز میان پژوهشگران بوده است؛ زیرا نظرات متفاوتی در این مورد وجود دارد؛ بنابراین مطالعه در این زمینه، اهمیت ویژه‌ای دارد؛ ولی با این حال، درباره نرخ ارز و بازده شاخص صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران در داخل کشور مطالعات زیادی انجام نشده است و پژوهشگران از آن غفلت کرده‌اند. گلید و رملر^۱ (۲۰۰۲) نشان دادند متغیرهای مربوط به اقتصاد کلان مانند نرخ ارز، تورم و سیاست مالیاتی در عرضه مراقبت‌های بهداشتی و وضعیت سلامت مردمی تأثیرگذار است؛ بنابراین براساس این مطالعه می‌توان استدلال کرد علاوه بر مسیریایی که در مبانی نظری این مطالعه برای تأثیرگذاری نرخ ارز در وضعیت صنعت دارو در بازار سهام مطرح شد، نرخ ارز با تأثیر در بخش سلامت، می‌تواند در وضعیت بازار دارو و بازار سرمایه آن تأثیرگذار باشد [۱۴]. بوگری^۲ (۲۰۰۳) ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام را از دوره ژانویه ۱۹۸۶ تا آگوست ۲۰۰۱ برای بازارهای در حال گسترش را مورد مطالعه قرار داد. به طور مشخص، این مطالعه به دنبال یافتن پاسخ این پرسش بود که آیا متغیرهای کلان اقتصادی همچون نرخ ارز، نرخ بهره، تولید صنعتی و عرضه پول بر بازده مورد انتظار سهام، اثر معناداری دارند؟ بوگری با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون برداری نشان داد علاوه بر متغیرهای کلان اقتصادی، رفتار بازارهای سرمایه نیز در یکدیگر تأثیر دارد؛ بنابراین، این یافته به سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران یادآوری می‌کند که در تحلیل بازار سهام، توجه ویژه‌ای بر رفتار بازارهای دیگر سرمایه

قیمت کالاها و خدمات وارداتی در بازار داخلی، قیمت کالاهای سرمایه‌ای وارداتی و ساخته شده در داخل و بازده سهام شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار دهد [۲۲]. آگاهی از آثار نرخ ارز می‌تواند دو تأثیر مهم داشته باشد: اول اینکه، به مقامات پولی برای طراحی یک سیاست پولی کارا برای تثبیت قیمت‌ها و افزایش سطح اشتغال کمک کند. دوم اینکه، در تصمیم‌های بنگاه‌ها مانند سرمایه‌گذاری، داد و ستد تأمین و قرض دادن می‌تواند تأثیر فراوانی داشته باشد. نرخ ارز در تحلیل بازارهای مالی و تعیین قیمت نسبی کالاها و خدمات و دارایی‌ها در بازارهای جهانی، نقش مهمی دارد؛ به ویژه زمانی که سیستم نرخ ارز انعطاف‌پذیر باشد، نرخ ارز می‌تواند در تراز تجاری و تراز حساب سرمایه تأثیر بگذارد [۱۹]. درباره ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ ارز و بازده سهام در ایران، مطالعات داخلی زیادی وجود دارد که از جمله آنان به مطالعات (نجارزاده و همکاران، ۱۳۸۸؛ ترابی و هومن، ۱۳۸۹؛ طاهری و صفاری، ۱۳۹۰ و جلالی و همکاران، ۱۳۹۵) می‌توان اشاره کرد؛ ولی درباره ارتباط بازده سهام صنعت دارو و نرخ ارز، مطالعه خاصی در داخل کشور انجام نشده است. در زمان رخدادها یا بحران‌های مالی و اقتصادی، رفتار بازار سهام در مقایسه با قبل، تغییرات زیادی خواهد کرد که چنین پدیده‌ای به انتقال‌های رژیم‌ی اشاره دارد که با الگوهای سری زمانی خطی تبیین‌پذیر نیست [۳۷]؛ بنابراین با توجه به اهمیت بازده صنعت دارو در اقتصاد، می‌کوشیم با استفاده از داده‌های ماهانه مربوط به نرخ‌های ارز و تورم بخش بهداشت و درمان در سال‌های گذشته، رابطه متغیرهای مذکور و بازده صنعت دارو را با استفاده از رهیافت مارکف سوئیچینگ تصریح کنیم.

داشته باشند [۶]. والتی^۱ (۲۰۰۵) تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی را در بازده بازار سهام برای ۵۰ کشور صنعتی از دوره ۱۹۹۷-۱۹۷۳ بررسی کرد. یافته‌های وی نشان داد تجارت، ادغام مالی، ساختار اقتصادی کشورها، عدم تقارن اطلاعات و سیاست‌های ارزی کشورها عواملی هستند که رفتار بازار سهام کشورها را تحت تأثیر خود قرار می‌دهند؛ بنابراین چنین عواملی، جریان و حرکت همزمانی را بین بازارهای سرمایه کشورهای مختلف ایجاد می‌کنند [۴۶]. کولاری^۲ و همکاران (۲۰۰۸)، رابطه ریسک نرخ ارز و بازده سهام را در کشور امریکا بررسی کردند. آنان با استفاده از داده‌های بازه زمانی ۲۰۰۲-۱۹۷۳ و با بهره‌گیری از الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی^۳ به این نتیجه رسیدند که بازار سهام بر ریسک نرخ ارز بسیار حساس است؛ بدین صورت که اثر ریسک نرخ ارز در بازده سهام منفی است [۲۶]. هسیائو و هلر^۴ (۲۰۰۷) نشان دادند نرخ ارز در هزینه‌های واکسن و دارو اثرگذار است. این اثرگذاری می‌تواند در بخش‌های مختلفی از جمله تورم هزینه‌های بهداشتی، بهره‌وری و کیفیت مراقبت‌های بهداشتی و قیمت سهام باشد [۲۰]. آگرووال^۵ و همکاران (۲۰۱۰) بازده اوراق بهادار هند و نرخ دلار-روپیه را با استفاده از داده‌های روزانه اکتبر ۲۰۰۷ تا مارس ۲۰۰۹ با روش علیت گرانجری و همجمعی آزمودند. مطالعه آنان نشان داد بین این نرخ ارز و بازده سهام هند، علیت یک طرف وجود دارد و ارتباط آنها، منفی معنادار است [۲]. یانگ و ژو^۶ (۲۰۱۱) چگونگی تغییرات بازده سهام صنعت دارو را در کشورهای مختلف ارزیابی کردند. هدف این پژوهش، ارائه درک

درستی از تغییرات بازده صنعت دارو و ارتباط آن با شاخص کل بازار سهام در کشورهای مختلف جهان بود. آنان با استفاده از داده‌های ۱۳۰ شرکت در ۲۶ کشور جهان از ژانویه ۲۰۰۸ تا دسامبر ۲۰۱۰ و با استفاده از تجزیه و تحلیل همبستگی به این نتیجه رسیدند که حرکت بازده صنعت دارو، همبستگی مثبتی با روند تغییرات شاخص کل بازار سهام کشورها دارد [۵۰]. کبریایی‌زاده^۷ و همکاران (۲۰۱۳) رابطه بازده سهام ۲۲ شرکت از شرکت‌های داروسازی در بورس اوراق بهادار تهران و عوامل مؤثر در آن را در دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۴ با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی تجزیه و تحلیل کردند. نتایج مطالعه آنان نشان داد ۸۰ درصد تغییر در بازده سهام دارو را با ۹ متغیر اساسی همچون نرخ ارز و تورم و از جمله نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام، سرمایه در گردش به کل دارایی، نسبت جاری، سود خالص و سهم بازار می‌توان توضیح داد [۲۳]. اشکیلی و نگویان^۸ (۲۰۱۴) با استفاده از الگوهای مارکف سوئیچینگ و MS-VAR ارتباط نرخ ارز و بازده سهام را برای کشورهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی (BRICS) بررسی کردند. آنان نشان دادند ارتباط بین این دو بسیار قوی است؛ به گونه‌ای که حتی بازده سهام بر نرخ ارز در رژیم‌های بانوسان کم و نوسان زیاد نیز تأثیرگذار است [۷]. حسین و کایوم خان^۹ (۲۰۱۴) با استفاده از روش تصحیح خطا و همجمعی و داده‌های فصلی ۲۰۱۳:۱-۲۰۰۳:۱ تأثیر نرخ ارز را در بازده صنعت دارو در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی کردند. نتایج مطالعه آنان، وجود ارتباط بین نرخ ارز و بازده صنعت دارو را در بلندمدت تأیید کرد. به علاوه نتایج الگوی تصحیح

1. Walti
2. Kolari
3. Capital Asset Pricing Model (CAPM)
4. Hsiao and Heller
5. Agrawal
6. Yang, and Zhou

7. Kebriae- zadeh
8. Chkili and Ngyum
9. Hussain & Qayyum Khan

اوراق بهادار تهران، با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری نشان دادند رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم معنادار است و شوک های ناشی از نرخ تورم و نرخ ارز در شاخص قیمت سهام در بلندمدت، تأثیر منفی و در کوتاه مدت، تأثیر مثبت دارد [۳۳]. ترابی و هومن (۱۳۸۹) آثار متغیرهای کلان اقتصادی همچون تولید ناخالص داخلی، حجم پول نرخ بهره و نرخ ارز را در شاخص های بازده بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش همجمعی و داده های فصلی ۱۳۸۷-۱۳۷۷ ارزیابی کردند. آنان نشان دادند تولید ناخالص داخلی، حجم پول و نقدینگی از متغیرهای اثرگذار کلیدی در بازده سهام محسوب می شوند. علاوه بر این، نرخ ارز و مسکن با توجه به شاخص منتخب در بازده بورس اوراق بهادار تهران اثرگذار است. انتخابات ادواری ریاست جمهوری نیز به شدت در بازده سهام مؤثر است [۴۴]. طاهری و صفاری (۱۳۹۰) رابطه نرخ ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از روش ARDL بررسی کردند. آنان با استفاده از بررسی داده های ماهانه سال های ۱۳۸۷-۱۳۸۱ به این نتیجه رسیدند که ارتباط بین این دو، ارتباط مستقیم و مثبتی است [۴۳]. زینالی و شیلان (۱۳۹۰) تأثیر ساختار سرمایه را در اندازه، نرخ بازده سرمایه و سود هر سهم شرکت های پذیرفته شده صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون و داده های ۱۳۸۸-۱۳۸۶ شرکت های دارویی بررسی کردند. یافته های این مطالعه نشان داد شرکت های موجود در گروه دارو، ساختار مالی یکسانی دارند. همچنین رابطه معناداری میان ساختار مالی شرکت ها و نرخ بازده سرمایه گذاری و عایدی هر سهم وجود ندارد

خطا نشان داد در کوتاه مدت بین بازده سهام شرکت های چندملیتی دارو در پاکستان و نرخ ارز بر حسب دلار ارتباط منفی معناداری وجود دارد [۲۱]. سنسوی و سوباجی^۱ (۲۰۱۴) ارتباط بین نرخ ارز و نرخ بهره را با بازار سهام در کشور ترکیه بررسی کردند. آنان با استفاده از داده های متغیرهای مربوط از ژانویه ۲۰۰۳ تا سپتامبر ۲۰۱۳ و با بهره گیری از روش های CDCC (1,1) و VAR (P) – FIAPARCH (1,d,1) به این نتیجه رسیدند که تأثیر شوک نوسان های نرخ ارز و نرخ بهره در کوتاه مدت در بازار سهام ترکیه مؤثر است؛ ولی در بلندمدت تأثیر گذار نیست؛ بنابراین نیازی نیست سیاست گذاران و سرمایه گذاران درباره آثار بلندمدت نگران باشند [۴۰]. شرما^۲ (۲۰۱۶) ارتباط نرخ ارز و بازده سهام صنایع مختلف را در بورس اوراق بهادار هند بررسی کرد. او با استفاده از آزمون علیت گرانجری به این نتیجه دست یافت که ارتباط دوطرفه بین نرخ ارز و بازده سهام صنایع مختلف به جز دو صنعت دارو و رسانه در بورس اوراق بهادار هند وجود دارد. علاوه بر این، نتایج او نشان داد علیت یک طرفه ای از سوی نرخ ارز بر بازده صنعت دارو وجود دارد [۴۱]. یونیتا^۳ و همکاران (۲۰۱۶) اثر نسبت های سودآوری (GPM, ROA, ROE, NPM) و تورم را در بازده صنعت دارو در BEI برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۱۱ با استفاده از روش داده های تابلویی آزمودند. نتایج مطالعه آنان نشان داد تا حدی ROA و NPM اثر زیادی در بازده سهام دارند؛ در حالی که ROE، GPM و تورم، اثر زیادی در بازده سهام ندارند [۵۱]. نجارزاده و همکاران (۱۳۸۸) در بررسی رابطه شوک های ناشی از نرخ ارز و نرخ تورم با بازده واقعی سهام در بورس

1. Sensoy and Sobaci
2. Sharma
3. Yunita

واژه تغییر رژیم این است که یک متغیر سیاستی امکان دارد در دوره‌ای از زمان، یک رفتار و در دوره‌ای، رفتار متفاوتی از دوره قبل از خود نشان دهد؛ بنابراین اگر در بررسی رفتار متغیر مد نظر، این موضوع در نظر گرفته نشود، نتایج تورش داری به دست خواهد آمد. یکی از خصوصیات بارز الگوی مارکف سوئیچینگ این است که در این الگو، اجازه تغییر در هر نقطه از زمان و به هر تعداد وجود دارد. همچنین ویژگی دیگر این الگو آن است که فرایند تغییر رژیم در این الگو به یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیره مارکف مرتبه اول^۳ پیروی می‌کند؛ به بیانی دیگر، مقدار آخرین متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره قبل بستگی دارد؛ اما این الگو یک مزیت بسیار مهم دارد و آن انعطاف پذیری است؛ بدین صورت که امکان در نظر گرفتن تغییرات واریانس بین فرایندها را همراه با تغییر در میانگین را ممکن می‌کند. الگوهای مارکف سوئیچینگ با داشتن ساختارهای پویا برای تحلیل روابط غیرخطی سری‌های زمانی به کار گرفته می‌شوند. پویایی این الگوها به متغیر حالت (مشاهده نشده s_t) وابسته است. سری زمانی y_t به شکل نرمال با میانگین μ_i در هر رژیم و با احتمال k توزیع شده است؛ بنابراین در صورتی که الگوی مارکف سوئیچینگ در حالت سه‌رژیمه و p وقفه باشد، به صورت MS-AR(3) و مطابق با رابطه (۱ و ۲) تعریف می‌شود:

$$y_t = \mu(s_t) + [\sum a_i (y_{t-i} - \mu(s_{t-i})) + u_t] \quad (1)$$

$$u_t | s_t \sim \text{nid}(0, \sigma^2), \quad s_t = 1, 2, 3. \quad (2)$$

که در آن، y_t سری زمانی مد نظر؛ μ میانگین متغیر مد نظر و a_i نشان‌دهنده پارامترهای الگو است [۲۷].

[۵۲]. سجایی و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از داده‌های ۱۳۸۰/۶/۱۵ - ۱۳۹۰/۱/۱۵ ارزش در معرض ریسک بازده سهام دو صنعت دارو و کانه‌های فلزی را با استفاده از تحلیل موجک و سری‌های زمانی تحلیل کردند. آنان نشان دادند سرمایه‌گذاری در صنعت دارو، ریسک کمتری دارد [۳۸]. جلایی و همکاران (۱۳۹۵) تأثیر عبور نرخ ارز را در بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند. آنان داده‌های ۱۳۵۰-۱۳۹۰ نمونه‌ای از ۵۲ شرکت پذیرفته شده در بورس را انتخاب و با استفاده از روش OLS و داده‌های تابلویی، روابط را تجزیه و تحلیل کردند. نتیجه مطالعه آنان نشان داد اثر عبور نرخ ارز در بازده سهام مثبت است و دلیل این امر نیز شوک‌های ارزی و وجود شرکت‌های صادراتی در بورس و افزایش بازده این شرکت‌ها است [۲۲]. عباسی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۶) پویایی‌های رابطه متغیرهای کلان و شاخص بازار سهام را بررسی کردند. آنان با استفاده از داده‌های ماهانه ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ و با بهره گرفتن از الگوی VARX-DCC-GARCH به این نتیجه رسیدند که متغیرهای نرخ ارز، تورم و قیمت نفت، هر سه، اثر مثبتی در بلندمدت در شاخص سهام دارند. همچنین در کوتاه مدت، شوک‌های قیمت نفت نسبت به دیگر متغیرها، تأثیر گذاری بیشتری در شاخص سهام دارد [۱].

روش پژوهش

الگوی مارکف سوئیچینگ یکی از مشهورترین الگوهای غیرخطی سری زمانی است که برای نخستین بار، کوانت و گلدفلد^۱ (۱۹۷۳) مطرح کردند؛ سپس همیلتون^۲، آن را در سال ۱۹۸۹ گسترش داد. این الگو به الگوی تغییر رژیم نیز معروف است. دلیل استفاده از

1. Goldfeld & Quandt
2. Hamilton

3. First order Markov chain

در نظر گرفتن اطلاعات در دوره $t-1$ است. برای به دست آوردن تابع حداکثر راست‌نمایی در الگوهای MS لازم است δ_t را به عنوان بردار $1 \times N$ (در اینجا برای یک الگوی سه‌رژیمی خواهیم داشت: 3×1) که عنصر زام آن چگالی شرطی Y_t برای سه رژیم به شکل زیر در نظر گرفت:

$$\delta_t = \begin{bmatrix} f(y_t | s_t = 1, \gamma_{t-1}) \\ f(y_t | s_t = 2, \gamma_{t-1}) \\ f(y_t | s_t = 3, \gamma_{t-1}) \end{bmatrix} \quad (6)$$

با در نظر گرفتن نکات فوق، احتمال توزیع مشترک Y_t و S_t را به صورت زیر می‌توان نشان داد:

$$f(y_t, s_t = j | \gamma_{t-1}) = f(y_t, s_t = j | \gamma_{t-1}) P(s_t = j | \gamma_{t-1}), \quad (7)$$

$j = 1, 2, 3$

از این رو، تابع چگالی شرطی Y_t برای سه رژیم به صورت زیر خواهد بود:

$$f(y_t | \gamma_{t-1}) = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 f(y_t | s_t = j, \gamma_{t-1}) p(s_t = j | \gamma_{t-1}) \quad (8)$$

$$= \delta_t' \omega_t' |_{t-1}$$

که در آن $\omega_t' |_{t-1}$ به قرار زیر است:

$$\omega_t' |_{t-1} = \frac{\delta_t \phi \omega_t' |_{t-1}}{(\delta_t' \omega_t' |_{t-1})} \quad (9)$$

و

$$\omega_{t+1}' |_{t-1} = p \omega_t' |_{t-1} \quad (10)$$

که در رابطه بالا p ماتریس احتمالات انتقال $m \times m$ از دوره $t-1$ به دوره t است و ϕ ضرب عنصر به عنصر را نشان می‌دهد [۱۷].

احتمال $\Pr(s_t = j | \gamma_t; \theta)$ را به صورت نسبت توزیع مشترک $f(y_t, s_t = j | \gamma_t; \theta)$ به توزیع حاشیه‌ای $f(y_t | \gamma_{t-1})$ محاسبه می‌کند که توزیع

s_t یک متغیر تصادفی است و تغییرات آن به تغییر ساختار معادله منجر می‌شود؛ از این رو، بهتر است نحوه تغییر متغیر وضعیت s_t مشخص شود؛ بنابراین در الگوهای MS فرض می‌شود متغیر وضعیت (s_t) از زنجیره مرتبه اول مارکف تبعیت می‌کند که در آن رژیم جاری به رژیم دوره قبل آن (S_{t-1}) وابسته و به شکل زیر است:

$$\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots) = \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (3)$$

که در آن، p_{ij} نشان‌دهنده احتمال انتقال از S_{t-1} به $S_t = j$ است. با در نظر گرفتن این احتمالات برای m رژیم، ماتریس احتمال انتقال (p) را که یک ماتریس $m \times m$ است، به شکل زیر می‌توان تعریف کرد [۲۸]:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{m1} & p_{m2} & \dots & p_{mm} \end{bmatrix} \quad \text{و} \quad 0 \leq p_{ij} \leq 1$$

I و $j=1, 2, \dots, m$ و $\sum_{i,j=1}^m p_{ij} = 1$ (۴)

در الگوهای MS پارامترهای الگو به متغیر وضعیت (S_t) وابسته است و S_t دیدنی نیست و فقط احتمال مربوط به آن را می‌توان پیش‌بینی کرد؛ بنابراین احتمال قرار گرفتن در هر کدام از سه رژیم در دوره t را با توجه به اطلاعات موجود در دوره $t-1$ با بردار زیر می‌توان نمایش داد:

$$\omega_t' |_{t-1} = \begin{bmatrix} p(s_t = 1 | \gamma_{t-1}) \\ p(s_t = 2 | \gamma_{t-1}) \\ p(s_t = 3 | \gamma_{t-1}) \end{bmatrix} \quad (5)$$

که اجزای مربوط به آن شامل $p(s_t = j | \gamma_{t-1})$ و $j=1, 2, 3$ احتمال فیلتر شده^۱ t امین مشاهده با رژیم j با

سوئیچینگ در میانگین (MSM)، پارامترهای اتورگرسیو (MSA)، ناهمسانی در واریانس (MSH) و عرض از مبدأ (MSI) است. با توجه به این واقعیت که براساس نظریه‌های اقتصادی و مشاهدات تجربی، بیشتر متغیرهای اقتصادی، رفتار غیرخطی دارند، با استفاده از الگوهای یادشده، اینگونه متغیرها را به صورت غیرخطی می‌توان الگوسازی کرد.

حالت کلی انواع مختلف الگوهای اتورگرسیو مارکف سوئیچینگ را با استفاده از الگوی اتورگرسیو خطی می‌توان تبیین کرد که در جدول زیر بیان شده است.

در جدول زیر، n نشان دهنده تعداد رژیم و p تعداد وقفه است و اگر y_t یک فرایند $AR(p)$ و s_t مقادیر $1, 2, \dots, n$ را اختیار کنند، آنگاه می‌توان نوشت [۱۹]:

حاشیه‌ای از جمع توزیع مشترک بر وضعیت‌های $1, 2, \dots, T$ به دست می‌آید. برای به دست آوردن احتمالات پیش‌بینی رژیم‌ها در وضعیت‌های مختلف در دوره بعدی کافی است آن را در ترانسپوز ماتریس احتمال انتقال ضرب کنیم. سرانجام تابع لگاریتم راست‌نمایی $L(\theta)$ را به شکل زیر می‌توان نمایش داد [۱۸، ۲۵]:

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(Y_t | X_t, Y_{t-1}; \theta) \quad (11)$$

$$f(Y_t | X_t, Y_{t-1}; \theta) = (\omega'_{t|t} \varphi \delta_t) \quad (12)$$

الگوهای مارکف سوئیچینگ با در نظر گرفتن اینکه کدام قسمت الگوی اتورگرسیو وابسته به رژیم باشند و تحت تأثیر آن انتقال یابند، به انواع مختلفی طبقه بندی می‌شوند. آنچه در مطالعات اقتصادی بیشتر مدنظر قرار گرفته است، شامل چهار حالت الگوهای مارکف

جدول (۱) حالت‌های مختلف الگوی مارکف سوئیچینگ

نام الگو	معادله	توزیع جملات اخلال	بخش وابسته به رژیم
MSM (n)-AR(p)	$\Delta y_t - \mu(s_t) = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i (\Delta y_{t-i}) \mu(s_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$	میانگین
MSI (n)-AR(p)	$\Delta y_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^p \alpha_i (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$	عرض از مبدأ
MSA (n)-AR(p)	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i (s_t) (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$	ضرایب جملات خود بردار
MSH (n)-AR(p)	$\Delta y_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i (\Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$	$\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2((s_t))$	واریانس جملات خطا

نرم افزارهای *Eviews* (برای بیان آماره‌های توصیفی و آزمون‌های ریشه واحد)، *GAUSS* (برای آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ) و *Ox Metrics* (مراحل برآورد الگوی مارکف سوئیچینگ) انجام شده است. نحوه محاسبه بازده صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران بدین شرح است:

داده‌های ماهانه مربوط به نرخ ارز از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و نماگرهای اقتصادی، نرخ تورم بخش بهداشت و درمان از مرکز آمار و داده‌های مربوط به صنعت دارو از بورس اوراق بهادار تهران اخذ شده است. داده‌های استفاده شده به صورت ماهانه و از فروردین ماه ۱۳۸۴ تا بهمن ماه ۱۳۹۴ است و کلیه تخمین‌های این مطالعه با

متغیرهای بازده صنعت دارو، لگاریتم نرخ ارز و لگاریتم نرخ تورم بهداشت و درمان به ترتیب، ۴۷/۲، ۵۶/۰ و ۸۵/۰ است.

یافته‌ها

قبل از برآورد الگو، باید داده‌ها از لحاظ پایایی آزمون و بررسی شود. برای بررسی فرضیه وجود یا نبود ریشه واحد در سری‌های زمانی، آزمون‌های متعددی وجود دارند که از مهم‌ترین آنها آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF^۱)، آزمون فیلیپس پرون (PP^۲)، آزمون GLS-DF^۳، آزمون Ng-Perron و آزمون KPSS^۴ را می‌توان نام برد. از میان آزمون‌های ذکر شده، از آزمون‌های ADF، PP و KPSS در دو حالت با عرض از مبدأ و روند و با عرض از مبدأ بدون روند استفاده شده است. با این توضیح که فرضیه صفر آزمون KPSS برخلاف آزمون‌های دیگر، نبود ریشه واحد (مانایی) است.

$$Return\ darou_t = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100$$

الگوی پژوهش مطابق با مطالعات انجام شده در این زمینه، براساس مطالعه کبریایی زاده و همکاران (۲۰۱۳)، اشکیلی و نگویان (۲۰۱۴) و شرما (۲۰۱۵) در قالب رابطه زیر بررسی می‌شود [۷،۲۳،۴۱]:

$$Return\ Pharma = f(LER, LHealth\ INF) \quad (۱۳)$$

که در رابطه بالا، Return Pharma (بازده صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران)، LER (لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد) و LHealth INF (لگاریتم نرخ تورم بخش بهداشت و درمان) است.

آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش بدین شرح است که متغیرهای مدنظر برای بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ به صورت ماهانه انتخاب شده‌اند و میانگین متغیرهای بازده صنعت دارو ۹۰/۰، لگاریتم نرخ ارز ۶۱/۹ و لگاریتم نرخ تورم بخش بهداشت و درمان ۰۵/۰- است. علاوه بر این، میزان انحراف معیار

جدول (۲) نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF، PP، KPSS

متغیرها	با عرض از مبدأ و بدون روند			با عرض از مبدأ و با روند			نتیجه
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	
Return Pharma	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
LER	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
LHealth Inf	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

عرض از مبدأ و روند و بدون روند، جمعی از درجه یک است؛ اما از آنجا که وجود ریشه واحد در متغیرهای مدنظر ممکن است به دلیل لحاظ نکردن شکست ساختاری در روند این متغیرها وجود داشته باشد، آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) با توانایی لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا بررسی

نتایج جدول بالا نشان می‌دهد متغیر بازده سهام صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران (Return Pharma) و نرخ تورم بخش بهداشت و درمان (LHealth Inf) در هر سه آزمون و در سطح با عرض از مبدأ و روند و بدون روند، ایستا و جمعی از درجه صفر هستند؛ اما نرخ ارز در هر سه آزمون و در سطح با

4. Ng- Perron
5. Kwiatkowski – Philips Schmidt – Shin

1. Augment Dickey – Fuller
2. Phillips-Perron
3. GLS-Detrended Dickey-fuller

در داخل الگو مشخص شده است؛ بنابراین برای بررسی دقیق‌تر مانایی متغیرهای مد نظر از آزمون لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا استفاده شده است.

توانایی لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا بررسی شده است [۳۰]. در این جدول، K حداکثر تعداد وقفه بهینه‌ای است که در الگو لحاظ شده است. دو زمان شکست ساختاری TB1 و TB2 نیز به صورت درون‌زا

جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ

متغیرها	TB1	TB2	K	t-stat(s)	نتیجه
Return Pharma	۱۳۹۱(۳)	۱۳۹۲(۹)	۱	-۷/۹۲	I(0)
LER	۱۳۸۹(۱۱)	۱۳۹۱(۸)	۸	-۶/۶۲	I(0)
LHealth INF	۱۳۸۹(۱۱)	۱۳۹۱(۸)	۸	-۶/۵۸	I(0)

شود، نشان‌دهنده وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها است که این عمل در صورتی رخ می‌دهد که درجه آزادی این توزیع برابر با تعداد پارامترهای مزاحم به علاوه تعداد محدودیت‌های خطی اعمال شده باشد [۳].

همانگونه که مشاهده می‌شود، براساس نتایج جدول آزمون لی و استرازیسیچ و با در نظر گرفتن مقادیر بحرانی که در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد که به ترتیب برابر با ۵/۸۲، ۵/۲۸ و ۴/۹۸- است، تمامی متغیرهای به کاررفته در این الگو در سطح مانا است.

جدول (۴) نتایج آزمون غیرخطی بودن داده‌های

متغیرها

مقدار LR test	ارزش احتمال
۱۴۶/۶۳	(۰/۰۰۰)

با توجه به نتایج پژوهش با توجه به اینکه مقدار آماره LR linearity test برابر با ۱۴۶/۶۳ است و عدد سطح معناداری مربوط به آماره DAVIES کمتر از ۰/۰۵ است، وجود ارتباط غیرخطی بین متغیرها تأیید می‌شود.

تعیین درجه تأخیر بهینه (AR)

پس از بررسی اینکه ارتباط بین متغیرها، ارتباطی غیرخطی است و استفاده از الگوهای غیرخطی نسبت به الگوهای خطی مناسب‌تر است، حالت‌های مختلف وقفه‌ها برآورد می‌شود تا وقفه‌ای برگزیده شود که

استراتژی انتخاب الگوی بهینه

الگوی مارکف سوئیچینگ، حالت‌های متعددی دارد که هر یک از این حالت‌ها جزء خاصی از معادله وابسته به رژیم‌ها است؛ بنابراین برای اینکه بهترین حالت از الگوی مذکور را بتوان انتخاب کرد، به گذراندن مراحل برای انتخاب بهترین حالت نیاز است؛ بنابراین در این بخش برای انتخاب بهترین حالت الگوی مارکف سوئیچینگ، مراحل زیر را انجام می‌دهیم.

آزمون وجود روابط غیرخطی بین داده‌ها

برای تعیین روابط بین متغیرها از آزمون نسبت درست‌نمایی استفاده شده است که این آزمون به صورت توزیع کای دو بر حسب تعداد پارامترها تعریف می‌شود $[\chi^2(q)]$. درحقیقت، فرضیه صفر، نبود انتقالات رژیمی در الگو است و چنانچه فرض صفر رد

باشند، استفاده از معیار آکائیک، تعداد رژیم‌ها را درست تعیین می‌کند؛ بنابراین در مطالعه حاضر نیز با توجه به زیادبودن حجم نمونه (۱۳۱ مشاهده) از معیار اطلاعاتی AIC استفاده شده است. نتایج آماره AIC تعداد رژیم بهینه ۳ را تعیین کرد. اکنون بعد از تعیین تعداد رژیم، حالت‌های مختلف الگوی مارکف سوئیچینگ تخمین زده می‌شود؛ سپس در بررسی حالت‌های مختلف با در نظر گرفتن معیارهایی نظیر داشتن بیشترین ضرایب معنادار به ویژه برای اجزای وابسته به رژیم، مقدار لگاریتم حداکثر راست‌نمایی (هرچه بزرگ‌تر باشد، الگو مدل مناسب‌تر است)، نقض نکردن فرضیه‌های کلاسیک و نیز آزمون‌های تشخیصی، آزمون‌های نرمالیتی خطاها، ناهمسانی واریانس و معناداربودن ضرایب تخمین زده شده و از همه مهم‌تر، انتخاب الگوهایی که برای ساختار اقتصاد ایران توجیه پذیر باشد، الگوی بهینه انتخاب می‌شود که براساس این، از میان الگوهای مناسب، الگوی بهینه MSIH(3)-AR (2) انتخاب شد.

برآورد الگوی بهینه و تحلیل نتایج

همانگونه که بیان شد، الگوی انتخابی مطالعه حاضر با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی، حالت MSIH(3)-AR (2) از میان حالت‌های مختلف الگوی مارکف سوئیچینگ است که نتایج آن در جدول زیر آورده شده است. نتایج حاصل از برآورد پارامترهای مربوط به الگو نشان داد دوره زمانی مدّ نظر بازده سهام صنعت دارو به سه رژیم تفکیک شدنی است؛ به گونه‌ای که عرض از مبدأ در رژیم ۱ برابر با ۱/۰۲، در رژیم ۲ برابر با ۳/۱۵- و در رژیم ۳ برابر با ۱۳/۶۰- است. با توجه به اینکه در الگوهای مارکف سوئیچینگ درباره بازار سهام با توجه به مقدار عرض از مبدأ، نوع رژیم‌ها

کمترین مقدار را از نظر معیارهای آکائیک و شوارتز بیزین داشته باشد که براساس این معیارها، وقفه مناسب برای برآورد الگو، وقفه ۲ به دست آمد.

جدول (۵) نتایج معیارهای آکائیک و شوارتز برای تعیین وقفه بهینه الگو

وقفه	AIC	SBC
۱	۴/۰۹	۴/۲۷
۲*	۳/۸۴	۴/۰۸
۳	۴/۰۳	۴/۳۵

* وقفه بهینه

تعیین حالت و رژیم بهینه الگوی مارکف سوئیچینگ

برای تعیین تعداد رژیم بهینه در الگوی مارکف سوئیچینگ با توجه به وجود پارامترهای مزاحم در فرضیه صفر، آزمون نسبت راست‌نمایی (LR) توزیع استاندارد نخواهد داشت که این امر سبب می‌شود از این آزمون برای تعیین تعداد رژیم بهینه نتوان استفاده کرد [۲۸]؛ اما با وجود این، در بیشتر مطالعات تجربی، تعداد رژیم‌ها براساس شناخت پژوهشگر از متغیرها تعیین می‌شود. این مطالعه، با توجه به نتایج شبیه‌سازی‌های مونت کارلو که نشان داد معیار آکائیک در مقایسه با مقدار تابع راست‌نمایی، شاخص مناسب‌تری برای تعیین تعداد رژیم‌ها است و مطالعه ساراداکیس و اسپاگنولو^۱ (۲۰۰۳) که نشان دادند استفاده از معیار آکائیک، تعداد رژیم بهینه را به صورت دقیق مشخص می‌کند، رژیم بهینه در مارکف سوئیچینگ را بررسی کرد [۳۶]. این مطالعه، در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مدّ نظر و تغییرات در پارامترها به اندازه کافی بزرگ

که مطابق یافته‌های بوگری در سال ۲۰۰۳ برای کل بازار سهام است. علاوه بر این، نرخ ارز در رژیم اول، تأثیر منفی و معنادار در بازده صنعت دارو دارد؛ ولی در رژیم‌های ۲ و ۳ این اثر مثبت است؛ بنابراین نرخ ارز، آثار متفاوتی در بازده صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران دارد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد نرخ تورم بخش بهداشت و درمان نیز آثار متفاوتی در بازده سهام صنعت دارو در رژیم‌های مختلف دارد؛ بدین صورت که اثر نرخ تورم بخش بهداشت و درمان در رژیم‌های ۱ و ۲ و ۳ به ترتیب، مثبت، مثبت و منفی است. علاوه بر این با توجه به نتایج به دست آمده انحراف معیار رژیم ۱ برابر با ۱/۳۳ و رژیم ۲ برابر با ۰/۰۰۹ و رژیم ۳ برابر با ۱/۴۱ است که این مطلب نشان می‌دهد نوسان‌های رژیم ۳ (رژیم با بازده پایین زیاد) نسبت به رژیم‌های ۲ (رژیم با بازده پایین کم) و ۱ (رژیم با بازده بالا) بیشتر است.

مشخص می‌شود، بدین صورت که رژیم با عرض از مبدأ منفی، نشان‌دهنده رژیم با بازده کم و رژیم با عرض از مبدأ مثبت، نشان‌دهنده رژیم با بازده زیاد است؛ بنابراین براساس این، رژیم یک، رژیم با بازده بالا و رژیم‌های ۲ و ۳ به ترتیب، رژیم با بازده پایین کم و رژیم با بازده پایین زیاد است. به علاوه ضرایب وقفه اول بازده سهام صنعت دارو در هر سه رژیم، تأثیر مثبتی در بازده صنعت دارو دارد؛ ولی ضرایب وقفه دوم در رژیم‌های ۱ و ۲ اثر منفی ولی در رژیم ۳ تأثیر مثبت در بازده صنعت دارو دارد؛ به عنوان مثال، یک درصد افزایش در بازده صنعت دارو در رژیم یک به کاهش ۱۶ درصد بازده سهام صنعت دارو در ماه دیگر و افزایش ۲۸ درصد در دو ماه بعد منجر خواهد شد؛ به بیان دیگر، اثر تغییر در بازده سهام صنعت دارو در طول زمان تغییر می‌یابد؛ بنابراین درصدی از تغییرات بازده صنعت دارو از تغییرات خود متغیر توضیح داده می‌شود

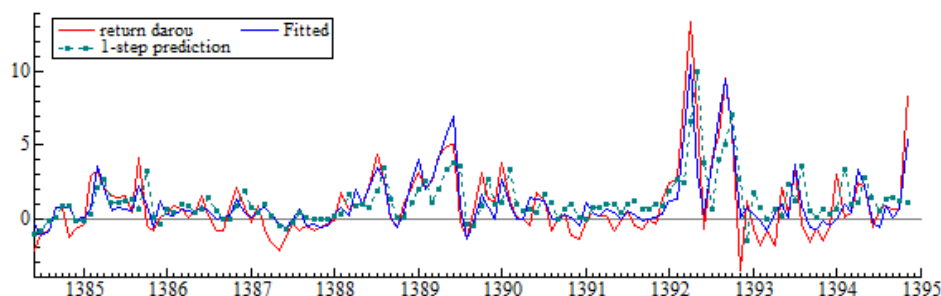
جدول (۶) نتایج برآورد الگو MSIH(3)-AR(2)

متغیر	رژیم ۱		رژیم ۲		رژیم ۳	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
	۱/۰۲***	۱/۸۲	-۳/۱۵*	-۶۱/۹	-۱۳/۶۰*	-۷/۵۴
Return Pharma _{t-1}	۰/۲۸*	۲۲/۶	۰/۷۴*	۳۶۶	۰/۹۲*	۱۵/۸
	-۰/۱۶*	-۱۱	-۰/۲۰*	-۴۹/۹	۰/۰۹***	۱/۹۰
	-۰/۰۹۹***	-۱/۷۲	۰/۳۴*	۶۵/۹	۱/۶۵*	۸/۶۰
	۰/۳۲*	۶/۳۱	۰/۱۲*	۳۸/۳	-۰/۴۳*	-۷/۳۶
	۱/۳۳*	۹/۷۸	۰/۰۰۹*	۵/۶۰	۱/۴۱*	۷/۳۱
				-۱۹۲/۵۰		
				۱۴۶/۶۳		
				۰/۰۰۰		
				۰/۸۹ p - value [(۰/۴۴)]		
P ₄				۳۰/۶۵ p - value [(۰/۷۲)]		

*، ** و *** به ترتیب معناداری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ هستند.

خط قرمز نمودار واقعی الگو است. همانگونه که مشاهده می‌شود، الگوی برازش شده، الگوی واقعی را پوشش داده است که این مطلب نشان می‌دهد الگوی تخمینی، بهینه است.

برای دانستن اینکه الگوی برآوردشده، الگوی بهینه است، الگوی برآوردشده باید برازش مناسبی بر داده‌ها داشته باشد. در نمودار ۱ که نمودار الگوی تخمینی است، خط آبی نمودار برازش شده الگو و



نمودار (۱) روند مقادیر واقعی برازش شده و احتمالات پیش‌بینی بازده سهام صنعت دارو

دارد. ستون دوم، احتمال قرار گرفتن در رژیم مدّ نظر را و ستون سوم، میانگین طول دوره‌ها را نشان می‌دهد که مشاهدات به‌طور پیاپی در رژیم مدّ نظر قرار گرفته‌اند.

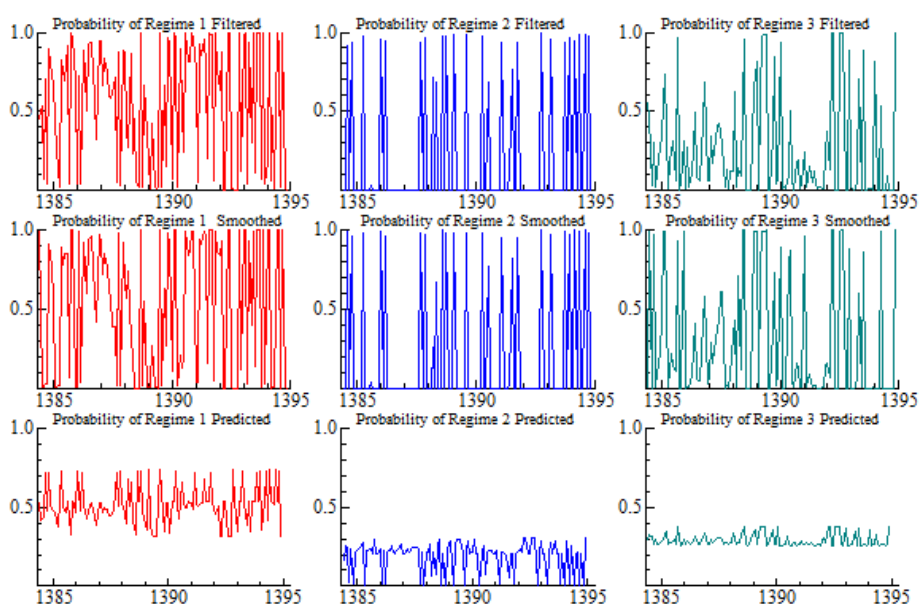
جدول ۷ ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها را نشان می‌دهد. ستون اول آن، تعداد مشاهداتی را نشان می‌دهد مجموع ماه‌های بررسی شده در هر یک از رژیم‌ها قرار

جدول (۷) ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها

میانگین دوره قرار گرفتن در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در هر رژیم به درصد	تعداد مشاهدات قرار گرفته در هر رژیم	نوع رژیم
۲/۳۴	۵۳/۹۷	۶۸	رژیم ۱ (رژیم با بازده بالا)
۱	۱۹/۴۸	۲۵	رژیم ۲ (رژیم با بازده پایین کم)
۱/۵۰	۲۶/۱۹	۳۳	رژیم ۳ (رژیم با بازده پایین زیاد)

احتمالات تخمین زده شده برای هر مشاهده براساس نمودار ۲، تعلق هر مشاهده را به رژیم‌های ۱ و ۲ و ۳ می‌توان تعیین کرد؛ با این توضیح که احتمال‌های فیلتر شده از اولین مشاهده تا اتمین مشاهده و احتمالات هموار شده با استفاده از کل مشاهدات به دست می‌آید. همانگونه که مشاهده می‌شود، مجموع احتمالات برای هر ماه برابر یک است؛ به عبارت دیگر، داده ماه مدّ نظر در رژیم ۱، ۲ و ۳ می‌تواند قرار داشته باشد.

همانگونه که جدول بالا نشان می‌دهد، تعداد فصولی که در رژیم یک قرار دارد و میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم یک، بیشتر از رژیم‌های ۲ و ۳ است؛ بنابراین اگر به‌طور تصادفی، یکی از مشاهدات را انتخاب کنیم، گفتنی است به احتمال ۵۴ درصد در رژیم یک (رژیم با بازده بالا) قرار خواهد داشت. همه این مطالب نشان می‌دهد بازده صنعت دارو در رژیم با بازده بالا بیشتر از رژیم‌های دیگر بوده است. براساس



نمودار (۲) نمودار رژیم‌ها براساس احتمالات فیلترشده، هموارشده و پیش‌بینی الگوی MSIH(3)-AR(2)

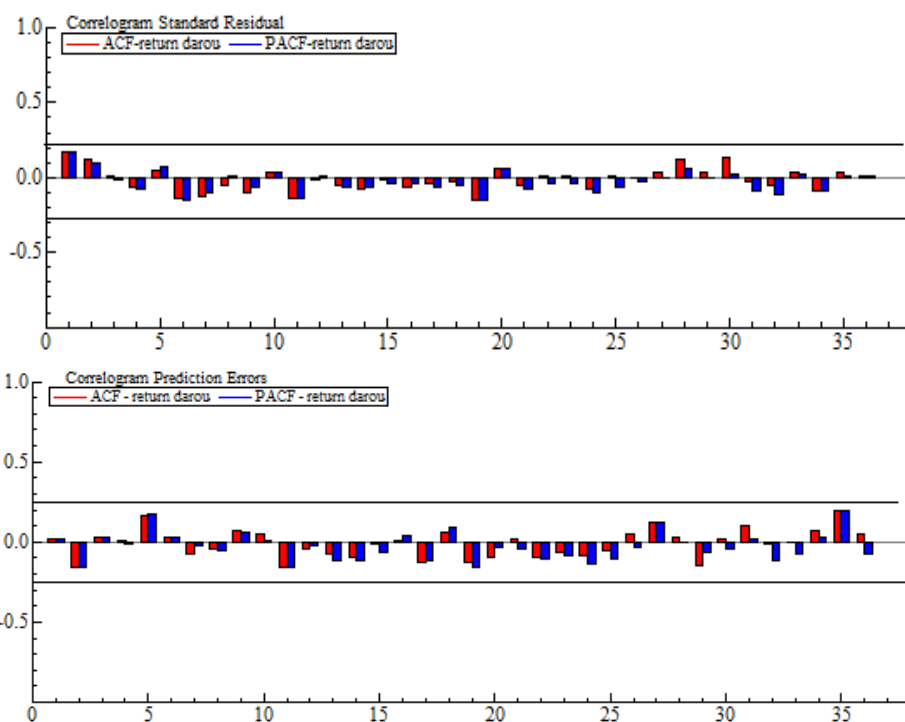
در ضمن جدول ۸، احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. عناصر قطر اصلی، نشان‌دهنده پایداری رژیم‌ها و بقیه عناصر، نشان‌دهنده احتمالات تغییر رژیم است.

جدول (۸) احتمال ثبات و انتقال رژیم‌ها

	رژیم ۱ و دوره t	رژیم ۲ و دوره t	رژیم ۳ و دوره t
رژیم ۱ و دوره t+1	۰/۵۴	۰/۷۳	۰/۳۲
رژیم ۲ و دوره t+1	۰/۲۰	۰/۲۶	۰/۳۰
رژیم ۳ و دوره t+1	۰/۲۶	۰/۰۱	۰/۳۸

علاوه بر این آزمون‌های خودهمبستگی با توابع خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) مربوط به معادلات ۱۱ و ۱۲ در نمودار زیر آورده شده است. توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی در نمودار ۳ در محدوده ۰/۵ تا ۰/۵- قرار دارند؛ بنابراین نبود خودهمبستگی در پسماندها تأیید می‌شود.

همانگونه که مشاهده می‌شود، به عنوان مثال، چنانچه بازده سهام صنعت دارو در دوره t در رژیم یک قرار داشته باشد، به احتمال ۵۴ درصد در دوره t+1 نیز در رژیم یک قرار خواهد داشت و به احتمال ۲۰ درصد به رژیم ۲ و به احتمال ۲۶ درصد به رژیم ۳ در دوره t+1 منتقل خواهد شد؛ از این رو، جدول بالا نشان می‌دهد پایداری رژیم ۱ نسبت به رژیم‌های ۲ و ۳ بیشتر و رژیم ۲ ناپایدارتر از دو رژیم دیگر است.



نمودار (۳) نمودار پسماندهای استاندارد توابع ACF و PACF مربوط به بازده صنعت دارو

نتیجه گیری و پیشنهادها

صنعت دارو به دلیل ارتباط مستقیم آن با سلامت فرد، از مهم ترین صنایع استراتژیک جهان است که نقش مهمی در سلامت و ایمنی جامعه دارد؛ از این رو، همواره اقتصاددانان، مدیران و سیاست گذاران به آن توجه کرده اند. عوامل مختلفی، بازده صنعت دارو را تحت تأثیر قرار می دهد که یکی از مهم ترین آنان، نرخ ارز است. این مطالعه به دلیل وجود اهمیت صنعت دارو در اقتصاد کشور، نحوه تأثیر گذاری نرخ ارز در بازده صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران را در رژیم های متفاوت بررسی و آزمون می کند. در همین راستا، با استفاده از داده های ماهانه ۱۳۹۴:۱۱-۱۳۸۴:۱، از رهیافت غیرخطی مارکف سوئیچینگ استفاده شده است. ابتدا داده ها از نظر مانایی با استفاده از آزمون های ریشه واحد بدون شکست ساختاری ADF، PP و KPSS بررسی شدند؛ ولی از آنجایی که آزمون های

ذکر شده، شکست ساختاری را در متغیرها لحاظ نمی کنند، از آزمون ریشه واحد شکست ساختاری لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) با در نظر گرفتن دو شکست ساختاری درونزا استفاده شده است که با توجه به نتایج آزمون، تمامی متغیرها در سطح مانا است؛ سپس بر اساس معیارهای مهم انتخاب الگوی بهینه مارکف سوئیچینگ، الگوی مارکف سوئیچینگ خودرگرسیون با سه رژیم و با دو وقفه بهینه انتخاب شد [MSIH(3)-AR (2)]. نتایج نشان می دهد نرخ ارز در رژیم های متفاوت، اثر متفاوتی در بازده صنعت دارو دارد؛ بدینگونه که اثر نرخ ارز در بازده سهام صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران در رژیم یک، منفی ولی در رژیم های ۲ و ۳ مثبت است. علاوه بر این، نتایج پژوهش نشان می دهد بعد از نرخ ارز، نرخ تورم بخش بهداشت و درمان نیز عامل مؤثر در روند بازده سهام صنعت دارو است؛ بدین صورت که در رژیم های ۱ و ۲

تأثیر مثبت ولی در رژیم ۳ تأثیر منفی در بازده صنعت دارو دارد. از لحاظ پایداری رژیم‌ها نیز رژیم با بازده بالا (رژیم یک) پایداری بیشتری نسبت به دو رژیم با بازده پایین کم و بازده پایین زیاد (رژیم‌های ۲ و ۳) دارد. شواهد تجربی مطالعات پیشین نشان می‌دهد رابطه مستقیم و نسبتاً قوی بین شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران و نرخ ارز وجود دارد؛ اما تأثیرپذیری صنایع و شرکت‌های مختلف از تغییرات نرخ ارز بسیار ناهمگن است؛ به این صورت که افزایش نرخ ارز به افزایش سودآوری برخی صنایع و شرکت‌ها و کاهش سودآوری برخی دیگر از صنایع و شرکت‌های بورسی منجر می‌شود.

نتایج مطالعه حاضر نشان می‌دهد در ایران، رابطه نرخ ارز و بازده صنعت دارو در بورس اوراق بهادار تهران در رژیم‌های مختلف، متفاوت است. در تحلیل وجود رابطه مثبت بین نرخ ارز و بازده دارو گفتنی است شرکت‌های حاضر در این صنعت با افزایش نرخ ارز، توان رقابت بهتری از خود ارائه کردند و در نتیجه، باعث افزایش بازده این صنعت در بورس شدند. گفتنی است از آنجایی که هر سرمایه‌گذاری به دنبال به حداکثر رساندن سود خود است، زمانی که بازده سهام صنعت دارو افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاران تمایل خود را برای سرمایه‌گذاری در سهام این شرکت‌ها افزایش می‌دهند. با این کار، آنها عرضه ارز را افزایش می‌دهند که به کاهش نرخ ارز منجر می‌شود و زمانی که بازده سهام کاهش می‌یابد، سرمایه‌گذاران به خارج کردن سرمایه خود اقدام می‌کنند؛ بنابراین عکس این قضیه نیز صادق است؛ پس با توجه به اهمیت صنعت دارو در اقتصاد کشور، توجه به سیاست‌گذاری‌ها و برنامه‌های صحیح و مناسب در این صنعت ضروری است. نتایج، پیشنهادهای متعددی را در پی دارد. اولین زمینه

پیشنهادی، توجه سرمایه‌گذاران به خروجی محاسبات پژوهش درباره پیش‌بینی رفتار بازده سهام شرکت‌های دارویی به دنبال تغییر شاخص قیمت بخش سلامت و نرخ ارز است؛ بدین صورت که با رصد تغییرات تورم بخش سلامت و نرخ ارز با توجه به رژیم‌های مختلف، بازده سهام شرکت‌های دارویی را پیش‌بینی و براساس آن به سرمایه‌گذاری اقدام کنند. زمینه پیشنهادی دیگر مربوط به سیاست‌گذاران کلان اقتصادی است. از آنجایی که تغییر نرخ ارز می‌تواند در سهام شرکت‌های دارویی تأثیرگذار باشد، برای داشتن ثبات در این بازار با توجه به اهمیت آن در بخش سلامت، از نوسان‌های زیاد نرخ ارز جلوگیری شود. مشابه این مسأله درباره تورم بخش سلامت است. با توجه به اینکه تورم بخش سلامت علاوه بر اثرگذاری در بازار سهام شرکت‌های دارویی، با سلامت عمومی نیز در ارتباط است، سیاست‌های کنترلی تورم این بخش باید اولویت ویژه‌ای داشته باشد. بررسی روند شاخص قیمت در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران نشان می‌دهد شاخص قیمت بخش سلامت نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی، رشد بیشتری داشته است که این امر می‌تواند سلامتی عمومی را با خطر جدی مواجه کند. با توجه به نتایج پژوهش حاضر مبنی بر تأثیر نرخ ارز در بازار سهام صنعت دارو، می‌توان نتیجه گرفت با احتمال زیاد، نوسان‌های نرخ ارز در بازارهای مختلف بخش سلامت نیز اثرگذار است؛ بنابراین برای مثال، اگر این مسأله در گروهی از داروهای ضروری به وقوع بپیوندد، یعنی افزایش نرخ ارز موجب افزایش بیش از حد قیمت این داروها شود، ممکن است سلامتی افراد با خطر جدی روبه‌رو شود؛ از این‌رو، توصیه دیگر این مطالعه، حمایت اولویت‌دار از صنایع دارویی در کشور است. این حمایت می‌تواند به صورت اعطای وام‌های ارزان‌تر،

- Evidence from nine countries. *Health Affairs*. 521-536.
- [10] Danzon, P. M., Nicholson, S., & Pereira, N. S. (2005). Productivity in pharmaceutical-biotechnology R&D: The role of experience and alliances. *Journal of Health Economics*. 24(2): 317-339.
- [11] Darabi, R., & Ali Farahi, M. (2010). The impact of macroeconomic variables on the risk and return of all stocks with a focus on model stock returns - inflation. *Research of Financial Accounting and Auditing*. 2(7): 141-169.
- [12] Diamandis, P., & Drakos, A. (2011). Financial liberalization, exchange rates and stock prices: Exogenous shocks in four Latin America countries. *Journal of Policy Modeling*. 33: 381-394.
- [13] Dukes, M. G. (2002). Accountability of the pharmaceutical industry. *The Lancet*. 360(9346): 1682-1684.
- [14] Glied, S. A., & Remler, D. K. (2002). What every public finance economist needs to know about health economics: Recent advances and unresolved questions. *National Tax Journal*. 55(4): 771-788.
- [15] Goldfeld, S. M., & R. E. Quandt. (1973). A Markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics*. 1: 3-16.
- [16] Hamilton, J. D. (1989). A New approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. 57(2): 357-384.
- [17] Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*. 64: 307-333.
- [18] Heidari, H., Asgharpur, A., & Hosseinzadeh, H. (2012). The monetary approach to exchange rate in the selected Persian Gulf countries in comparison with the OECD countries. *Journal of Quantitative Economics*. 9(2): 87-108. (in Persian).
- [19] Hsiao, W. C., & Heller, P. S. (2007). *What Macroeconomists Should Know about Health Care Policy?* Washington. DC: International Monetary Fund.
- [20] Hussain, N., & Qayyum Khan, A. (2014). An analysis of the stock return and exchange rate variation on market return of pharmaceutical industry in Pakistan. *World*

حمایت قانونی از اختراعات و ابداعات این بخش و کمک علمی و مشاوره‌ای شرکت‌های دارویی برای تولید دارو در طیف گسترده و با کیفیت مطلوب باشد. این حمایت‌ها، موجب می‌شود نوسان‌های نرخ ارز، نتواند تأثیر زیادی در بازار داروی داخلی داشته باشد؛ بنابراین از بروز مشکلات گفته‌شده جلوگیری شود.

References

- [1] Abbasinejad, H., Mohammadi, Sh., & Ebrahimi, S. (2017). Dynamics of the relation between macroeconomic variables and stock market index. *Asset Management and Financing*. 5(1): 61-82. (in persian).
- [2] Agrawal, G., Srivastav, A. K., & Srivastava, A. (2010). A study of exchange rates movement and stock market volatility. *International Journal of Business and Management*. 5(12): 62-73.
- [3] Ang, A., & Bekaert, G. (1998). Regime switches in interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*. 20(2): 163-182.
- [4] Bloom, D. E., & Canning, D. (2003). Health as human capital and its impact on economic performance. *Geneva Papers on Risk and Insurance*. 28(4): 304-315.
- [5] Bloom, D. E., Canning, D., & Sevilla, J. (2004). The effect of health on economic growth: a production function approach. *World Development*. 32(1): 1-13
- [6] Bugri, B. A. (2008). Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns: Evidence from Latin American markets, *International Review of Financial Analysis*. 17(2): 396-410.
- [7] Chkili, W., & Nguyen, D. K. (2014). Exchange rate movements and stock market returns in a regime-switching environment: Evidence for BRICS countries. *Research in International Business and Finance*. 13: 46-56.
- [8] Corradi, V., Distaso, W., & Mele, A. (2013). Macroeconomic determinants of stock volatility and volatility premiums. *Journal of Monetary Economics*. 60: 203-220.
- [9] Danzon, P. M., & Furukawa, M. F. (2003). Prices and availability of pharmaceuticals:

- [31] Mehrara, M. (2009). *Health Economics*, Tehran University Press. (in Persian).
- [32] Najarzadeh, R., Aghaei, M., & Rezaeepour, M. (2009). The impact of price and exchange rate fluctuations on stock price index in Tehran Stock Market: Using a Vector Auto-Regression method. *Quarterly Journal of the Economic Research (Sustainable Growth and Development)*. 9(1): 147-175. (in Persian).
- [33] Pan, M. S., Fok, R. C., & Liu, Y. A. (2007). Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets. *International Review of Economics and Finance*. 16: 503-520.
- [34] Phylaktis, K., & Ravazzolo, F. (2005). Stock prices and exchange rate dynamics. *Journal of International Money and Finance*. 24:1031-1053.
- [35] Psaradakis, Z., & Spagnolo, N. (2003). On the determination of the number of regimes in Markov switching autoregressive models. *Journal of Time series Analysis*. 24: 237-252.
- [36] Raie, R., Mohammadi, S., & Saranj, A. (2014). Tehran Stock Exchange dynamics in a Markov regime switching EGARCH-in-mean model. *Journal of Financial Research*. 16(1): 77-98. (in Persian).
- [37] Sahabi, B., Sadeghi, H., & Khorsandi, V. (2015). The calculation of VAR of metal ores and pharmaceutical industries in Tehran Stock Exchange by using wavelet analysis and GARCH models. *Quarterly Journal of the Economic Research (Sustainable Growth and Development)*. 15(1): 105-122. (in Persian).
- [38] Securities & Exchange News Agency (SENA).
- [39] Sensoy, A., & Sobaci, C. (2014). Effects of volatility shocks on the dynamic linkages between exchange rate, interest rate and the stock market: The case of Turkey. *Economic Modelling*. 43: 448-457.
- [40] Sharma, N. (2016). Causal relation between stock return and exchange rate: Evidence from India. *Global Journal of Management and Business Research*. 15(11): 26-32.
- [41] Sharpe, W. F. (1963). A simplified model for portfolio analysis. *Management Science*. 9(2): 277-293.
- [21] Jalaei, S. A., Mir, H., & Rahimipour, A. (2016). Effect of exchange rate pass on stock returns in Tehran Stock Exchange. *Journal of Knowledge Investment*. 5(19): 191-211. (in Persian).
- [22] Kebriaee-Zadeh, A., Zartab, S., Fatemi, F., & Radmanesh, R. (2013). Fundamentals and stock return in pharmaceutical companies: A panel data model of Iranian industry. *Iranian Journal of Pharmaceutical Sciences*. 9 (1): 55-60.
- [23] Khansa, L., Cook, D. F., James, T., & Bruyaka, O. (2012). Impact of HIPAA provisions on the stock market value of healthcare institutions, and information security and other information technology firms. *Computers & Security*. 31(6): 750-770.
- [24] Kim, C. J., & Nelson, C. R. (1999). *State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs - Sampling Approaches with Applications*. MIT Press.
- [25] Kolari, J. W., Moorman, T. C., & Sorescu, S. M. (2008). Foreign exchange risk and the cross section of stock returns. *Journal of International Money and Finance*. 27(7): 1074-1097.
- [26] Krolzig, H. M. (1998). *Econometric modeling of Markov-switching vector autoregressions: Using MS VAR for Ox*. Discussion Paper, Department of Economics, University of Oxford.
- [27] Krolzig, H. M. (2013). *Markov-switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis*. Springer Science & Business Media.
- [28] Kurihara, Y. (2006). The relationship between exchange rate and stock prices during the quantitative easing policy in Japan. *International Business Research*. 11(4): 375-386.
- [29] Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum LM unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*. 63: 1082-1089.
- [30] Lin, C-H. (2012). The co-movement between exchange rates and stock prices in the Asian emerging markets. *International Review of Economics and Finance*. 22:161-172

- [42] Taheri, H., & Safari, M. (2012). The investigation of relationship between exchange rate and price index of Tehran Stock Exchange: Using with ARDL approach. *Quarterly Trend (Trend Economic Research)*. 60: 63-80. (in Persian).
- [43] Torabi, T., & Hooman, T. (2010). The effects of macroeconomic variables on the output indicators of Tehran Stock Exchange. *Journal of Economic Modeling*. 4(1): 121-144. (in Persian).
- [44] Valickova, P., Havranek, T., & Horvath, R. (2013). Financial Development and Economic Growth: A Meta-Ananlysis. *IES Working Paper*.
- [45] Walti, S. (2005). The macroeconomic determinants of stock market synchronization. *Journal of International Banking Law*. 11(10): 436-441.
- [46] Well, D. N. (2007). Accounting for the effect of health on economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*. 122(3): 1265-1306.
- [47] World Health Organization. (www.WHO.int).
- [48] Yang, S. Y., & Doong, S. C. (2004). Price and volatility spillovers between stock prices and exchange rates: Empirical evidence from the G-7 countries. *International Journal of Business and Economics*. 3(2): 139-153.
- [49] Yang, S., Zhou, Z. (2011). *How do stock return movements behave in pharmaceutical industry? A 2008-2010 study*. Master thesis. Umeå School of Business.
- [50] Yunita, I., Nurhakim, A., & Iradianty, A. (2016). The effect of profitability and inflation on stock return at pharmaceutical industry at BEI in the period of 2011-2014. *First International Conference on Advanced Business and Social Sciences*.
- [51] Zeinali, M., & Mohammad-Shilan, J. (2011). Effect of capital structure on the size, rate of return on equity and earnings per share of listed companies in Tehran Stock Exchange (Case study: Pharmaceutical industry). *Financial Knowledge of Securities Analysis*. 1(9): 43-60. (in Persian).

