Journal of Financial Management Strategy
Vol. 3, No. 10
Autumn 2015

Alzahra University- Faculty of Social Sciences and Economics
Received: 2015/06/02
Accepted: 2015/08/06

The Study of the Effect of the Index of Country Risk on Tehran Stock Exchange returns

Hamidreza Faaljou[1]
Asall Sadeghpour[2]

Abstract

Political stability is a necessary introduction for achieving economic growth and development. In this study, the impact of country risk index on the Tehran Stock Exchange price index rate of return was evaluated. To do so, the non-linear approach Markov-Switching was applied. Other variables used are: market exchange rate, OPEC oil prices, the rate of return on housing prices, the price of Iran Gold Coin (old design), and inflation rate in the period of 1380/01 to 1392/12 (Iranian Calendar) based on a monthly basis. The results indicate that the probability of transition from regime 0 to regime 0 (P_00) is high. Therefore, this regime (average country risk) is more stable than regime one (high country risk) and the regime 0 is the most stable regime. The result of MSIH (2)-AR (2) model parameters by using maximum likelihood estimates show most factors are significant at the level of 10%. And country risk index during both regimes (medium and high risk) have a negative effect. The effect coefficient, however, in regime 1 (high risk) is greater than that in 0 regime. Therefore, investors are suggested, before investing in the stock market, to pay attention to the position of Iran in country risk index.

Keywords: Tehran Stock Exchange, Index of Country Risk, Markov-switching

JEL: F31, G12, G28

---

1. Assistant Professor in Economics, Faculty Member of Urmia University, Urmia, Iran, Email: h.faaljou@urmia.ac.ir.
2. Ph.D. Student in Economics, Urmia University, UrmiaEmail:Asall.sadeghpour@gmail.com.

راهبرد مدیریت مالی
سال سوم، شماره دهم
پاییز ۱۳۹۴
صص ۷۸-۴۹

دانشگاه الزهرا (س)
دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی
تاریخ دریافت:۱۳۹۴/۰۳/۱۳
تاریخ تصویب: ۱۳۹۴/۰۵/۱۵

بررسی تأثیر شاخص ریسک کشوری بر بازده بورس اوراق بهادار تهران

حمیدرضا فعالجو[۱] و عسل صادقپور[۲]

چکیده

وجود ثبات سیاسی مقدمه ضروری و لازم برای نیل به رشد و توسعه اقتصادی می‌باشد. در این مطالعه نحوه اثرگذاری شاخص ریسک کشوری بر نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفت. به این منظور از روش غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ استفاده شد. سایر متغیرهای به‌کار رفته عبارتند از: نرخ ارز بازار آزاد، قیمت نفت اوپک، نرخ بازده مسکن، قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم و نرخ تورم که در دوره زمانی ۱۳۸۰/۰۱ تا ۱۳۹۲/۱۲ به صورت ماهانه استفاده شدند. نتایج بیان می کند که احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم صفر (P_{00}) بالا می‌باشد، پس این رژیم (ریسک کشوری متوسط) نسبت به رژیم یک (ریسک کشوری بالا) دارای پایداری بیشتری است و رژیم صفر پایدارترین رژیم می‌باشد. نتایج تخمین پارامترهای مدل-MSIH(2) AR(2)از روش درست‌نمایی در بیشترین حد نشان می‌دهد که اغلب ضرایب در سطح ۱۰ درصد معنادار می‌باشد و شاخص ریسک کشوری هنگام قرار گرفتن در هر دو رژیم صفر و یک (ریسک متوسط و بالا) تأثیر منفی دارد اما ضریب تأثیر در رژیم یک (ریسک بالا) بیشتر از رژیم صفر است. بنابراین توصیه می‌شود تا سرمایه گذاران، قبل از سرمایه گذاری در بازار بورس، به جایگاه ایران در شاخص ریسک کشوری توجه نمایند.

واژه‌های کلیدی: بورس اوراق بهادار تهران، شاخص ریسک کشوری، مارکوف- سوئیچینگ
طبقه‌بندی موضوعی: F31, G12, G28

---

۱. عضو هیأت علمی و معاون آموزشی دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه، H.Faaljou@urmia.ac.ir
۲. دانشجوی دکترای اقتصادسنجی-مالی دانشگاه ارومیه، نویسنده عهده‌دار مکاتبات، Asall.Sadeghpour@gmail.com

مقدمه

یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی کشورها، بازار سرمایه بوده که اهمیت آن بر هیچ کس پوشیده نیست. بازار سرمایه ارتباط نزدیکی با ساختار اقتصادی کشور داشته و قوت و ضعف آن می‌تواند نشان‌دهنده وضعیت اقتصادی کشور باشد. توسعه بازار سرمایه می‌تواند نقش مهمی در رشد درآمد ملی کشور و رفاه عمومی جامعه ایفا کند. آمارهای موجود نشان می‌دهد که بورس‌های توسعه یافته در کشورهای پیشرفته قرار دارد. در این کشورها پیش از هر امری امنیت سرمایه‌گذاری برای ورود سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی به بورس فراهم می‌شود(عباسیان و همکاران، ۱۳۸۷، ۱۴۷). از این رو، امنیت مهم‌ترین عنصر بوجود آورنده بازار سرمایه است. در واقع امنیت از بعد اقتصادی، سیاسی و قانونی می‌تواند با ایجاد چشم‌انداز میان‌مدت برای سهام‌داران و سرمایه‌گذاران، اساسی‌ترین عامل پیش برنده بازار سرمایه بوده و حضور سرمایه‌گذاران در آن را بادوام سازد(نیکومرام و همکاران، ۱۳۹۲، ۸۷).

از آنجا که سرمایه‌گذاران بالقوه بازار اوراق بهادار را طیف وسیعی از جامعه تشکیل می‌دهند، فراهم نمودن بستری مناسب برای حضور گسترده این طیف و جلب اعتماد آن‌ها، تحکیم بازار سرمایه و عمق بخشیدن به این بازار، یکی از اساسی‌ترین ابزارهای توسعه اقتصادی را فراهم خواهد ساخت. در این راستا، خود انجام پژوهش‌های مختلف می‌تواند نقش بسزایی در جلب اعتماد سرمایه‌گذاران ایفا نماید (نجفی‌زاده، ۱۳۹۲، ۵). هدف از سرمایه‌گذاری در بازار سهام، کسب بازده مناسب می‌باشد و همه تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران بر مبنای ریسک و بازده سهام می‌باشد. از آنجایی که بورس اوراق بهادار به عنوان آیینه تمام‌نمای اقتصاد ملی، به‌طور مستقیم تحت تأثیر عوامل و متغیرهای خرد و کلان اقتصادی هستند، متغیرهای خرد اقتصادی از قبیل سود حسابداری در ماهیت خود مربوط به شرکت هستند و متغیرهای کلان اقتصادی ازجمله رشد اقتصادی، حجم پول، نرخ تورم و امثال آن‌ها اثر عمومی بر روی همه اوراق بهادار دارند (اسچوکنک و همکاران[1]، ۲۰۰۹، ۳۷۵). همچنین عوامل سیاسی به دلیل تأثیرگذاری بر مسائل اقتصادی، دارای تأثیر غیرمستقیم بر بورس اوراق بهادار و رونق و رکود آن می‌باشند. بنابراین، جریان‌ها و دگرگونی‌های سیاسی می‌تواند از عوامل تأثیرگذار بر افراد برای سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار قلمداد شود.

اهمیت ریسک و فقدان الگوی کامل و مورد پذیرش اهل فن، موجب شده تا پژوهشگران زیادی بخش عمده‌ای از پژوهش‌های خود را به این موضوع اختصاص دهند. بعلاوه جذابیت موضوع به دلیل

---

1. Schuknecht at al

فراگیر بودن آن در بازارهای مالی نیز عامل محرک دیگری بوده است. بطوریکه در چند دهه اخیر، قسمت زیادی از پژوهش‌های بازار سرمایه و متون درسی دانشگاهی به تبیین و تشریح الگوی ریسک و بازده اختصاص یافته است. در این پژوهش از روش اقتصادسنجی غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ به این علت بهره‌گیری شده که در زمان‌های رخدادها یا بحران‌های مالی و اقتصادی، رفتار بازار سهام در مقایسه با قبل، تغییرهای قابل‌ملاحظه‌ای خواهد کرد و چنین پدیده‌ای به انتقال‌های رژیمی اشاره دارد و با مدل های سری زمانی خطی و معادله‌های ساده تبیین پذیر نیست (راعی و همکاران، ۱۳۹۳، ۸۳).

هدف ما در این مقاله، بررسی تأثیر ریسک کشوری بر نرخ بازدهی شاخص کل قیمت با به‌کارگیری روش غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ طی دوره ۱۳۸۰/۰۱ تا ۱۳۹۲/۱۲ با استفاده از متغیرهای نرخ بازدهی شاخص کل قیمت و شاخص ریسک کشوری، نرخ ارز بازار آزاد، قیمت نفت اوپک، نرخ بازده مسکن، قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم و نرخ تورم و داده‌های ماهانه است.

به طور خلاصه، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که براساس آماره AIC، تعداد رژیم برابر ۲، تعیین و هم‌چنین بر اساس معیارهای AIC و آماره‌ی LR مدل MSIH (2) به عنوان مدل بهینه پژوهش حاضر انتخاب شد. در مدل فوق همه پارامترها وابسته به رژیم هستند و مدل-MSIH(2) AR(2) را با استفاده از روش درست‌نمایی در بیشترین حد می‌توان برآورد کرد. نرخ ارز در بازار آزاد دارای ضریب ۰/۳۶-، قیمت نفت اوپک: ۱/۲۷، نرخ بازده مسکن: ۲/۷۴-، قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم: ۱/۹۵- و نرخ تورم: ۲/۷۴ می‌باشد. همچنین، شاخص ریسک کشوری به هنگام قرار گرفتن در هر دو رژیم صفر و یک (ریسک متوسط و بالا) تأثیر منفی دارد اما ضریب تأثیر در رژیم یک (ریسک بالا) بیشتر از رژیم صفر است. با توجه به تأثیر معنادار شاخص ریسک کشوری بر بازده بازار بورس اوراق بهادار تهران، توصیه می‌شود تا سرمایه‌گذاران، قبل از سرمایه‌گذاری در بازار بورس، به جایگاه ایران در شاخص ریسک کشوری توجه نمایند.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

۱. معرفی شاخص ریسک کشوری

پیشینه تحلیل‌های ریسک کشوری به اواخر دهه ۶۰ میلادی بازمی‌گردد. آوراموئیک[1] کارشناس بانک جهانی در سال ۱۹۶۸، آزمون نظام‌مند عواملی را آغاز کرد که بر تراز پرداخت‌های یک کشور

1. Avramovic

و بنابراین توانایی بازپرداخت بدهی خارجی آن کشور تأثیر می‌گذارند. وی و همکارانش ترکیبی از نماگرهای کوتاه مدت و بلندمدت را برای ارزیابی ظرفیت بازپرداخت بدهی کشورها پیشنهاد کردند. نماگرهای کوتاه مدت مرتبط با توانایی نقدینگی کشورها برای بازپرداخت بدهی شامل موارد زیر هستند:

۱. نرخ رشد صادرات؛ ۲. نسبت بازپرداخت بدهی به صادرات؛ ۳. نسبت ذخایر ارز خارجی به واردات

نماگرهای بلندمدت موردنظر برای تعیین شرایط بازپرداخت مستمر بدهی خارجی شامل موارد زیر هستند:

۱. نرخ رشد GDP؛ ۲. نسبت سرمایه‌گذاری به GDP؛ ۳. نسبت صادرات به GDP؛ ۴. نرخ افزایش قیمت (کینوشیتا و کمپوس[1]، ۲۰۰۳، ۲۶).

پیش از نخستین شوک نفتی (۱۳۷۳- ۱۹۷۴)، بیشتر کشورهای در حال توسعه، وام‌های بلندمدت از منابع رسمی خارجی دریافت کردند. بعد از نخستین شوک نفتی ثابت شد که منابع، نهادها و مؤسسه‌های رسمی برای مواجهه با عدم تعادل‌های بزرگ پیش روی کشورهای درحال توسعه، ناکافی بوده و برای مواجهه با این نیازهای رو به افزایش، بانک‌های تجاری باید به میدان می‌آمدند. پس از دومین شوک نفتی (۱۹۷۹- ۱۹۸۰) بیشتر کشورهای با بدهی خارجی قابل توجه، مشکلات بازپرداخت بدهی را تجربه کردند. پس از آن، تحلیل ریسک کشوری به طور فزاینده‌ای کانون توجه نه تنها بانک‌ها و نهادهای بین‌المللی، بلکه دولت‌ها و مجامع عمومی قرار گرفته است (اسکولتنس[2]، ۲۰۰۴، ۱۶).

ریسک کشوری به روش‌های متفاوتی تعریف و اندازه‌گیری می‌شود. در حالت کلی، ریسک کشوری به ریسک مرتبط با آن عواملی اشاره دارد که بر توانایی و تمایل یک کشور، با یک وام کشوری خاص، برای تکمیل تعهدهای خود نسبت به یک یا بیشتر از یک وام‌دهنده یا سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد.

شاپیرو[3] (۱۹۹۹) ریسک کشوری را سطح عمومی نااطمینانی سیاسی و اقتصادی در یک کشور تعریف می‌کند که بر ارزش وام‌ها یا سرمایه‌گذاری‌ها در آن کشور تأثیر می‌گذارد. بنابراین، تحلیل

---

1. Kinoshita & Campos
2. Scholtens
3. Shapiro

ریسک کشوری شامل ارزیابی عوامل سیاسی، اقتصادی و مالی کشور وام‌گیرنده یا کشور پذیرای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود که ممکن است در پرداخت به موقع اصل سود وام وقفه ایجاد کند و یا بر بازدهی سرمایه‌گذاری خارجی تأثیر منفی بگذارد (هوتی و مک الیر[1]، ۲۰۰۵، ۱۵).

یکی از مؤلفه‌های مهم تحلیل ریسک کشوری، «ریسک حاکمیت»[2] به عنوان ریسکی تعریف می‌شود که حاصل حوادثی در کنترل یک حکومت خارجی است. زمانی که یک دولت خارجی در تکمیل تعهدهای بدهی سر رسید شده‌اش بی‌میل و ناتوان است، ریسک حاکمیت، مستقیم و زمانی که دولت خارجی بر توانایی وام‌گیرندگان خصوصی در قلمرو حاکمیت در تکمیل تعهدهای بدهی به وام‌دهندگان و سرمایه‌گذاران خارجی تأثیر می‌گذارد، ریسک حاکمیت غیرمستقیم است. در هر دو حالت، سرمایه‌گذاران و وام‌دهندگان خارجی از ریسک حاکمیت تاثیر می‌گیرند[3].

مؤلفه مهم دیگر در تحلیل ریسک کشوری «ریسک سیاسی» است. این ریسک غیرتجاری، از حوادث و اوضاع سیاسی در یک کشور پدید می‌آید که می‌تواند باعث زیان در تجارت بین‌المللی شود. حوادث و اوضاع سیاسی مانند جنگ، درگیری داخلی و خارجی، تغییرات دولت و حمله‌های تروریستی ممکن است به طور جدی بر سودآوری تجارت بین‌المللی تأثیر بگذارد. ریسک سیاسی با ریسک حاکمیت، نسبتی همه‌جانبه دارد (معرفی و نقد ICRG، ۱۳۹۰، ۱۲).

مؤلفه‌های دیگر، «ریسک اقتصادی» و «ریسک مالی» هستند که به شرایط و عملکرد کلی نظام اقتصادی و مالی مربوط می‌شوند. این مؤلفه‌ها نمی‌توانند به طور کامل از نظام یا فرآیند سیاسی کشور جدا باشند. عوامل اقتصادی و مالی تاثیرگذار بر این ریسک‌ها، نتایج سیاست‌های اقتصادی دولت هستند. برای مثال سیاست‌های پولی و مالی که به تورم پایین، بیکاری کم و کسری بودجه پایین می‌انجامد و سیاست‌هایی که به ثبات نظام مالی کمک می‌کند، تأثیری مثبت بر ارزیابی ریسک کشوری دارند (ییم و میشل[4]، ۲۰۰۵، ۱۴۵).

نتایج تحلیل ریسک کشوری به همان اندازه که به عنوان ابزار تصمیم‌گیری پیش از وام‌دهی به‌کار می‌رود، برای پس از وام‌دهی نیز استفاده می‌شود. پیش از وام‌دهی، تصمیم‌هایی مانند اینکه وام داده شود یا نه، چقدر وام داده شود و چقدر سود گرفته شود، بر ریسک اندازه‌گیری شده متکی هستند. پس از وام‌دهی، تحلیل‌های دوره‌ای ریسک کشوری به عنوان ابزار پایش به‌کار می‌رود و

---

1. Hoti & McAleer
2. Sovereign risk
3. PRSgroup
4. Yim, J. & H. Mitchell

یک سیستم از پیش هشداردهنده را فراهم می‌کند. با افزایش تحرک جهانی سرمایه، به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه، نتایج تحلیل‌های ریسک کشوری برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز بسیار مهم است. هایس[1] (۱۹۹۸) با توجه به سرعت رو به افزایش تحرک سرمایه و گسترش تجارت بین‌الملل، بر نیاز به گسترش حوزه تحلیل‌های ریسک کشوری تاکید می‌کند (هیرانیا[2]، ۲۰۰۸، ۱۸).

رتبه‌بندی ICRG شامل ۲۲ متغیر در سه زیر گروه ریسک سیاسی، مالی و اقتصادی است. برای هر زیر گروه، یک شاخص جداگانه ایجاد شده است. شاخص ریسک سیاسی برپایه ۱۰۰ امتیاز و ریسک مالی و ریسک اقتصادی هر یک برمبنای ۵۰ امتیاز طراحی شده است. امتیاز این سه شاخص بر عدد دو تقسیم شده تا وزن آن‌ها در شاخص ریسک مرکب به دست آید. امتیاز شاخص مرکب از صفر تا صد است که در گروه‌هایی از ریسک بسیار بالا (۸۰ تا ۱۰۰ امتیاز) تا ریسک پایین (۰ تا ۴۹/۹ امتیاز) قرار می‌گیرد.

رتبه‌بندی ریسک سیاسی شامل ۱۲ مؤلفه اصلی شامل متغیرهای سیاسی و اجتماعی و ۱۵ مؤلفه فرعی است. هر کدام از ریسک مالی و ریسک اقتصادی، از ۵ مؤلفه تشکیل شده است. ارزیابی‌های ریسک سیاسی براساس تحلیل ذهنی اطلاعات و در دسترس و ارزیابی‌های ریسک مالی و ریسک اقتصادی بر اساس داده عینی هستند. الگوی ICRG، پیش‌بینی یک‌ساله و یک ارزیابی پنج ساله از آینده کشور نیز نشان می‌دهد که تصویر شرایط آینده کشور در سناریوهای «بهترین» حالت و «بدترین» حالت قرار می‌گیرد. این پیش‌بینی‌ها امکان مدیریت ریسک و نیازهای بیمه‌ای را برای مدیران فراهم می‌کند. تحلیل‌های کشوری ICRG شامل ارزیابی توصیفی و داده‌های اقتصادی می‌شود. رتبه‌بندی برای ۱۴۰ کشور به صورت ماهیانه و برای ۲۶ کشور دیگر برمبنای سالیانه و با عنوانی متفاوت داده می‌شود. یک مزیت ICRG این است که به کاربر اجازه می‌دهد ارزیابی‌های خود را بر اساس مدل ICRG داشته باشد و یا مدل را برای نیازهای خاص خود تعدیل کند. اگر عوامل خاصی، وزن بیشتری در کسب‌وکار یا سرمایه‌گذاری داشته باشند، رتبه‌بندی‌های ریسک مرکب، از قابلیت محاسبه دوباره با دادن وزن‌های بزرگ‌تر به آن عوامل برخوردار است. شاخص توسط سرمایه‌گذاران بین‌المللی، بانک‌ها، شرکت‌های چندملیتی، واردکنندگان، صادرکنندگان، دلالان ارز و غیره استفاده می‌شود.

---

1. Hayes
2. Hiranya (2008)

۲. تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام

به طور معمول در اقتصاد و به خصوص در سرمایه‌گذاری فرض بر این است که سرمایه‌گذاران منطقی عمل می‌کنند. سرمایه‌گذاران منطقی اطمینان را به عدم اطمینان ترجیح می‌دهند و طبیعی است که در این حالت می‌توان گفت سرمایه‌گذاران نسبت به ریسک علاقه‌ای ندارند. به عبارت دقیق‌تر، سرمایه‌گذاران ریسک گریز هستند (فیشر و جردن[1]، ۱۹۹۱، ۱۷۰).

یک سرمایه‌گذار ریسک گریز[2] در ازای قبول ریسک، انتظار دریافت بازده مناسبی دارد. باید توجه داشت که در این حالت، پذیرفتن ریسک یک کار غیرمنطقی نیست، اگرچه میزان ریسک خیلی زیاد باشد. چون در این حالت انتظار بازدهی بالایی نیز وجود دارد. در واقع، سرمایه‌گذاران به طور منطقی نمی‌توانند انتظار داشته باشند که بدون قبول ریسک بالا، بازدهی بالایی کسب کنند. از طرف دیگر پژوهش‌های انجام شده حاکی از آن است که افراد در تصمیم‌گیری‌های خود تحت شرایط ریسک، به هیچ وجه منطقی و عقلایی عمل نمی‌کنند (صادقی، ۱۳۹۳، ۱۷۷).

پیش‌تر اعتقاد بر این بود که بازده سهام تنها تابعی از ریسک سیستماتیک است و سرمایه‌گذار در قبال تحمل ریسک سیستماتیک بیشتر بازده بیشتری دریافت می‌کند و ریسک غیرسیستماتیک یک ریسک اضافه است که تحمل آن هیچ‌گونه صرفی برای سرمایه‌گذار ندارد (اسچلیچر[3]، ۲۰۰۳، ۱۶). اما در تئوری‌های جدید سرمایه‌گذاری (تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ راس[4] (۱۹۷۶)، چن و همکاران[5] (۱۹۸۶)) این ادعا اثبات شده که ریسک غیر سیستماتیک بر بازده سرمایه‌گذار و بورس، تأثیر بسزایی دارد و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای CAPM[6] شارپ[7] را به چالش می‌کشد.

این ادعا که متغیرهای اقتصادی مانند تورم، نقدینگی، نرخ ارز و ... محرک و موثر بر تغییرات قیمت‌های سهام هستند، به عنوان یک تئوری، مورد پذیرش واقع شده است. به هر حال در دهه گذشته، کوشش‌هایی برای بررسی تأثیر نیروهای اقتصادی به شکل نظری و سنجش اثرهای آن به صورت تجربی انجام شده است. رابطه پویای میان متغیرهای اقتصاد کلان و بازده‌های سهام به شکل گسترده‌ای مورد بررسی قرار گرفته است. مبنای پژوهش‌های مزبور بر این تئوری استوار است که

---

1. Fisher & Jordan
2. Risk averse investor
3. Schleicher
4. Stephen Ross
5. Chen et al
6. Capital Assets Pricing Model
7. Sharp, 1964

قیمت‌های سهام منعکس‌کننده ارزش فعلی جریان‌های نقدی آینده آن سهم (مدل ارزش فعلی) است. به همین دلیل، هم به جریان‌های نقدی آینده و هم به نرخ بازده مورد انتظار (نرخ تنزیل) نیاز است. از این رو، متغیرهای اقتصادی هم بر جریان‌های نقدی آینده و هم بر نرخ بازده‌های مورد انتظار اثرگذار هستند. بنابراین می‌توانند بر قیمت‌های سهام اثرگذار باشند (التن و گرابر[1]، ۱۹۹۱، ۴۱۷).

۳. تأثیر شاخص ریسک کشوری بر بازده سهام

با وجود اینکه اغلب کشورها مقدمات و تدابیر ویژه‌ای برای ورود، جذب و حفظ شرکت‌های چندملیتی و سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی فراهم آورده‌اند، ولی هنوز در اغلب کشورهای درحال توسعه، سرمایه‌گذاری به سطح قابل‌قبول نرسیده است. به‌طور کلی، عوامل موثر بر جذب سرمایه‌گذاری را به دو دسته می‌توان تقسیم نمود: دسته نخست، عوامل موثر بر میزان سودآوری سرمایه‌گذاری است که از آن جمله می‌توان به تولید ناخالص داخلی (سرانه یا رشد آن)، نرخ تورم، سرمایه انسانی، تجارت و غیره اشاره نمود. دسته دوم، عوامل موثر بر امنیت سرمایه‌گذاری است. برخی از این عوامل عمقی بوده و ریشه در فرهنگ یا ساختار سیاسی کشور دارند و برخی دیگر به رویکرد اقتصادی دولت‌ها، عوامل فرامرزی و عملکرد کارگزاران اقتصادی مربوط می‌شود (حسین‌زاده بحرینی، ۱۳۹۰، ۷۲).

عدم تبدیل‌پذیری ارز، سلب مالکیت و نقض قراردادها، از جمله عواملی هستند که ریسک‌های شدیدی را بر سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها تحمیل می‌کنند. ثبات سیاسی، اقتصادی و مالی و نبود تضادها و تنش‌ها، جزو عوامل مهم و تعیین‌کننده در جذب سرمایه‌گذاری خارجی محسوب می‌شوند. شرکت‌ها تمایلی به سرمایه‌گذاری در کشور دارای دولتی بی‌ثبات ندارند که احتمال سرنگونی آن وجود دارد یا از درجه بالای تنش‌های سیاسی و اخلاقی رنج می‌برد. یک محیط سیاسی باثبات، ریسک تغییرات ناگهانی قوانین و فسخ و ابطال قراردادها را کاهش می‌دهد. در یک کشور پرتنش و بی‌ثبات، شرکت‌ها در مورد امنیت کارکنان، تجهیزات و مستغلات‌شان نگران هستند. در مناطقی که خشونت امری عادی است، شرکت‌ها به افزایش مخارج مربوط به امنیت تجهیزات و کارکنان خود مجبور هستند که این امر، افزایش هزینه‌های عملیاتی را در پی دارد (کاستوکا و مینیت[2]، ۲۰۰۶، ۸۵۳).

جذابیت بازارهای کشور دارای سیاست‌های کلان سیاسی و اقتصادی پایدار و سازگار آن افزایش می‌یابد. سیاست کلان اقتصادی مناسب، علاوه بر افزایش نرخ‌های رشد، می‌تواند کاهش کسری تجاری، بودجه‌های کوچک، تورم و نرخ‌های بهره پایین را در پی‌داشته و هزینه‌های مبادلات و ریسک‌های سرمایه‌گذاری داخلی

---

1. Elton E.J. & M.J. Gruber
2. Kasatuka & Minnitt

و خارجی را کاهش دهد و در نهایت باعث افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شود. در این میان، دولت‌ها و نهادهای حکومتی تنها یکی از عوامل ایجادکننده ریسک محیطی هستند. گروه‌های شورشی، تروریست‌ها و حتی سهامداران و فعالان محلی و بین‌المللی نیز می‌توانند برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پروژه‌ها، به عنوان مانعی جدی تلقی شوند (الون و هربرت[1]، ۲۰۰۹، ۱۲۹).

بررسی تأثیر شاخص ریسک کشوری بر بازده بورس اوراق بهادار ایران از این بعد مهم است که این شاخص، شاخصی سه جانبه است و نشان‌دهنده شرایط اقتصادی، مالی و سیاسی جامعه است.

پیشینه پژوهش

در این بخش پژوهش‌های مهم خارجی و داخلی انجام شده در مورد رابطه میان متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص قیمت، بازده و قیمت سهام به طور خلاصه آورده شده است.

۱- بررسی‌های خارجی

چانگ و همکاران[2] (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی وجود رابطه میان نااطمینانی سیاسی و قیمت سهام در هفت کشور عضو OECD با استفاده از آزمون علیت پانل بوستراپ[3] با استفاده از داده‌های ماهیانه طی دوره ۲۰۰۱- ۲۰۱۳پرداخته‌اند. نتایج تجربی حاکی از این مدعاست که در کشورهای ایتالیا و اسپانیا رابطه دو طرفه‌ای میان نااطمینانی سیاسی و قیمت سهام وجود دارد؛ اما در کشورهای انگلستان و ایالات متحده آمریکا تنها رابطه یک طرفه از نااطمینانی به قیمت سهام برقرار است. در کشورهای کانادا، فرانسه و آلمان هم هیچ نوع رابطه علیتی برقرار نمی‌باشد.

پرادهان و همکاران[4] (۲۰۱۵) در مطالعه خود به بررسی رابطه پویا میان رشد اقتصادی، قیمت نفت، عمق بازار مالی و سایر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای عضو G-۲۰ طی دوره ۱۹۶۱- ۲۰۱۲ به روش علیت گرنجر خودرگرسیون برداری[5] پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ارتباط بلندمدت بسیار قوی میان رشد اقتصادی، قیمت نفت، عمق بازار سهام، نرخ ارز موثر واقعی، نرخ تورم و نرخ بهره واقعی برقرار است و در کوتاه مدت هم شبکه بسیار پیچیده‌ای میان متغیرها وجود دارد.

---

1. Alon & Herbert
2. Chang et al
3. Bootstrap panel causality test
4. Pradhan et al
5. Panel vector autoregressive model to test Granger causality

چتزی آنتونیو و همکاران[1] (۲۰۱۳) با استفاده از مدل VAR اثرات سیاست پولی و مالی را بر روی عملکرد بازار سهام در آلمان، انگلستان و ایالات متحده بررسی نمودند. نتایج ایشان نشان داد که این سیاست‌ها به طور مستقیم و غیرمستقیم بر بازار سهام تاثیر دارند و ارتباط متقابل میان سیاست پولی و مالی در توضیح توسعه بازارهای مالی بسیار مهم است. بنابراین، سرمایه‌گذاران بایستی این سیاست‌ها را به طور همزمان مورد توجه قرار دهند.

اومانکیو و همکاران[2] (۲۰۱۰) اثر شوک‌های قیمت نفت، نرخ ارز و نرخ بهره بر بازده واقعی سهام نیجریه را در سال‌های ۱۹۸۵-۲۰۰۸ با استفاده از آنالیز واریانس چند متغیره بررسی کردند. نتایج تجربی، بازده منفی به شوک قیمت نفت در نیجریه را نشان می‌دهد. مقایسه تأثیر شوک قیمت نفت و شوک نرخ بهره در بازار سهام نشان داد که اثر شوک نرخ بهره در بازار سهام بیشتر از شوک‌های قیمت نفت و نرخ ارز است و در نتیجه سیاست‌های پولی سیستماتیک پاسخ به شوک قیمت نفت با افزایش نرخ بهره، سبب کاهش بازده سهام واقعی می‌شود.

چانگ (۲۰۰۹) در پژوهشی به مطالعه اثرهای وابسته به نظام متغیرهای کلان بر بازده سهام به روش مارکوف سوئیچینگ[3] پرداختند. آن‌ها از الگوهای تغییر نظام مختلف برای تحلیل آثار متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ بهره، بازده سود تقسیمی و صرف نکول) بر تغییرات بازده سهام (شامل میانگین شرطی، واریانس و احتمالات موقت) در بازار بورس امریکا استفاده کردند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که متغیرهای کلان می‌توانند بر پویایی از طریق دو کانال مختلف اثر بگذارند و بزرگی نفوذ آن‌ها بر بازده و نوسان پذیری ثابت نیست. آثار سه متغیر اقتصادی بر بازده، نامتغیر زمانی نیست، اما به طور بسیار نزدیکی با نوسان‌های بازار سهام مرتبط هستند و قدرت پیش‌بینی در نظام تغییرپذیر، بسیار بیشتر از آن در نظام باثبات است. آن‌ها دریافتند که نرخ بهره و بازده سود تقسیمی به نظر می‌رسد نقش مهمی را در پیش‌بینی واریانس شرطی ایفا کنند و عملکرد بیرون از نمونه تا اندازه زیادی در زمانی کاهش می‌یابد که آثار این دو متغیر بر نوسان‌پذیری نادیده گرفته می‌شود. به علاوه، این سه متغیر کلان هیچ نقشی را در پیش‌بینی احتمال‌های موقت بازی نمی‌کنند.

روبرت گی[4] (۲۰۰۸) تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده بازار سهام را برای چهار اقتصاد نو ظهور شامل برزیل، روسیه، هند و چین بررسی کرد. وی به این نتیجه رسید که هیچ رابطه قابل ملاحظه‌ای میان نرخ ارز و قیمت

---

1. Joannis Chatzi Antoniou .et al
2. Omanuwue et al
3. Markov regime switching model
4. Robert D Gay

نفت با قیمت‌های شاخص بازار سهام وجود ندارد و این موضوع ممکن است به دلیل تاثیر نفوذ سایر عوامل کلان اقتصادی داخلی و بین‌المللی (مانند تولید، تورم، نرخ‌های بهره، تراز تجاری) بر بازده‌های بازار سهام باشد که نیازمند بررسی بیشتر است. همچنین نتایج پژوهش وی نشان داد که هیچ رابطه قابل‌ملاحظه‌ای میان بازده‌های فعلی و گذشته بازار سهام وجود ندارد که نشان می‌دهد بازارهای این کشورها در سطح ضعیف کارایی هستند.

۲- بررسی‌های داخلی

خداپرستی و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی عوامل موثر بر بازده کوتاه مدت و بلندمدت سهام عرضه شده در عرضه‌های اولیه در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۵- ۱۳۹۰ با استفاده از روش نمونه‌گیری سرشماری از میان شرکت‌های واگذارشده دولتی مشمول اصل ۴۴ قانون اساسی و شرکت‌های غیردولتی انتخاب‌شده‌اند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که متوسط بازده کوتاه‌مدت شرکت‌های واگذار شده دولتی در این دوره ۵/۱۹ درصد (تعدیل‌شده با بازده بازار) و برای شرکت‌های خصوصی تنها ۸ درصد بوده است. همچنین بازده بلندمدت عرضه‌های اولیه شرکت‌های دولتی و غیردولتی در مقایسه با شاخص بازار، به ترتیب ۴/۳۸-٪ و ۱/۵۸-٪ بود. در شرکت‌های واگذارشده دولتی، اندازه شرکت و در شرکت‌های خصوصی، اندازه و عمر شرکت، نسبت P/E و ارزش ریالی معامله مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر بازده کوتاه‌مدت بودند.

مهرآرا و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهشی تحت عنوان بررسی رابطه میان ریسک سیستماتیک و بازده سهم در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای؛ ۵۰ شرکت برتر بورس اوراق بهادار تهران را که بازه ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ انتخاب کرده و با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی به این نتیجه رسیده که میان ریسک سیستماتیک و بازده سهام آن‌ها از نظر آماری رابطه معناداری وجود دارد. همچنین بافته‌ها نشان می‌دهد که رابطه غیرخطی (درجه دوم) بهتر از رابطه خطی قادر به بیان ارتباط میان ریسک و بازده می‌باشد و این بدان معناست که هیچ ارتباط خطی میان ریسک سیستماتیک و بازده سهام در نمونه انتخابی وجود ندارد.

شهرآبادی و بالسینی (۱۳۹۱) به بررسی تأثیر قیمت نفت، نرخ ارز و ریسک سیستماتیک بر بازده سهام عادی در شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ به روش توصیفی و پیمایشی پرداخته‌اند. به‌طور کلی و باتوجه به R^2 محاسبه شده میان متغیرهای کلان اقتصادی، ریسک سیستماتیک و بازده سهام شرکت‌ها رابطه‌ای ضعیف و معنی‌دار وجود دارد. یعنی تنها ۷/۹ درصد از تغییرات بازده سهام توسط قیمت نفت و ۲۴٪ از تغییرات بازده سهام توسط ریسک سیستماتیک تبیین می‌شود و سایر عوامل نیز بر بازدهی سهام شرکت‌ها اثرگذار می‌باشند.

پاشایی فام و امیدی پور (۱۳۸۸) با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۵ به بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام پرداختند. نتایج آزمون هم‌جمعی صورت گرفته توسط ایشان حاکی از وجود رابطه بلندمدت میان نوسان قیمت نفت و نرخ ارز با نرخ رشد شاخص بازده نقدی است. همچنین رابطه بلندمدت میان نرخ رشد شاخص بازده نقدی و درآمد نفتی و نرخ ارز منفی و با نرخ تورم رابطه بلندمدت مثبت است. در ضمن، با بررسی ایشان، معناداری ضریب نرخ رشد نقدینگی در سطح اطمینان نود درصد رد شد.

از مجموع بررسی‌های بالا می‌توان به این نتیجه رسید که با اهمیت بسیار بالای بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده بورس در سال‌های اخیر و با عنایت به دگرگونی‌های سریع اقتصاد کلان کشور، انجام چنین پژوهشی از چشم پژوهشگران داخلی مغفول مانده است. از طرفی تاکید بر شاخص ریسک کشوری با شرایط کنونی بورس، در هیچ‌کدام از بررسی‌های داخلی گنجانده نشده است. روش اقتصادسنجی این پژوهش نیز کمتر مورد استفاده واقع شده و به دلیل استفاده از بررسی داخلی و خارجی فراوان و شرایط اقتصادی کشور، مجموعه متغیرهای انتخاب شده در این پژوهش، منحصر به فرد می‌باشد.

پرسش‌های پژوهش

- آیا شاخص ریسک کشوری بر بازده بورس اوراق بهادار تهران تاثیر دارد؟ آیا این تاثیر از لحاظ آماری معنادار است؟
- آیا بورس اوراق بهادار تهران از نرخ ارز بازار آزاد، قیمت نفت اوپک، نرخ بازده مسکن، قیمت سکه بهار آزادی و نرخ تورم تاثیر می‌پذیرد؟

روش‌شناسی پژوهش

۱. مدل خود رگرسیون برداری مارکوف سوئیچینگ (MS- VAR[1])

مدل مارکف- سوئیچینگ برای نخستین بار توسط کوانت (۱۹۷۲)، کوانت و گلدفلد (۱۹۷۳) معرفی شد. سپس توسط همیلتون (۱۹۸۹) برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شد. به طور کلی، در مدل‌های غیرخطی فرض بر این است رفتار متغیری که مدل‌سازی روی آن انجام می‌گیرد، در وضعیت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند. مدل‌های غیرخطی از لحاظ سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به دو گروه عمده تقسیم می‌شوند: در برخی از مدل‌های غیرخطی،

1. Markov Switching Vector Autoregressive

تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به صورت ملایم و آهسته[1] انجام می‌گیرد (مانند مدل‌های STAR[2] و شبکه مصنوعی ANN[3]) در گروه دیگر مدل‌های غیرخطی، این انتقال به سرعت[4] انجام می‌گیرد که مدل مارکف- سوئیچینگ از این مدل‌ها می‌باشد (اندرس[5]، ۲۰۰۴، ۴۹۴).

یکی از مزایای این روش نسبت به روش‌های دیگر تفکیک درون‌زایی نتایج یک متغیر و نیز تفکیک درون‌زایی روابط میان نتایج متغیرها می‌باشد و از این حیث، روش مارکف- سوئیچینگ به طور کامل متفاوت از مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری و متغیرهای مجازی است. در مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری، سال‌های شکست ساختاری در متغیرهای سری زمانی به صورت برونزا و یا درون زا بدون توجه به احتمال‌ها تعیین می‌شود. این در حالی است که در مدل مارکف- سوئیچینگ به منظور تفکیک متغیرهای سری زمانی و یا روابط میان متغیرها به دو یا چند رژیم، از احتمال‌ها استفاده می‌شود و احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر محاسبه می‌شود. لیکن در بحث شکست ساختاری چنین مباحثی موضوعیت ندارد و امکان پیش‌بینی انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر نامعلوم است. همچنین در مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری، امکان پیش‌بینی تغییرات متغیرها وجود ندارد، لیکن در مدل مارکف- سوئیچینگ امکان پیش‌بینی تغییرات متغیرها از یک رژیم به رژیم دیگر وجود دارد (اسدی و اسماعیلی، ۱۳۹۲، ۹۷).

حالت اصلی مدل مارکوف سوئیچینگ که توسط همیلتون مطرح شده برای میانگین متغیرها می‌باشد. این حالت و هم‌چنین حالت‌های دیگر مدل فوق به طور گسترده برای بررسی متغیرهای اقتصادی و مالی استفاده شده است. از سوی دیگر با توجه به این‌که در این مدل‌ها سری زمانی مورد بررسی (y_t) در طی زمان همراه با تغییرات در وضعیت (رژیم) است، فرض ثابت بودن پارامترها در مدل‌های VAR موجه نبوده و از مدل‌های MS-VAR می‌توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده نمود. طبق ایده اصلی این روش، پارامترهای مدل فوق به متغیر وضعیت (S_t) بستگی دارند، درعین‌حال S_t قابل دیدن نبوده و تنها می‌توان احتمال مربوط به آن را فراهم کرد. برای این منظور همیلتون (۱۹۹۴ و ۱۹۹۳) نشان داد، در مدل‌های MS-VAR، سری زمانی y_t به شکل نرمال با میانگین μ_i در هر رژیم و با احتمال P توزیع شده است. بنابراین مدل MS-VAR در حالتی تعریف می‌شود که شامل سه رژیم و p وقفه به شکل MS(3)- VAR(p) باشد:

$$y_t = \mu(S_t) + [\sum a_i (y_{t-i} - \mu(S_{t-i})] + u_t \qquad (۱)$$

---

1. Smooth transition or gradual switching
2. Smooth Transition Autoregressive
3. Artificial Neural Network
4. Sudden switching
5. Enders

$u_t|S_t \sim NID\ (0,\sigma^2)\ ,\ S_t = 1,2,3$

مدل کامل MS-VAR در معادله ۱ که در آن امکان وابسته بودن میانگین و واریانس به رژیم‌ها (سه رژیم) وجود دارد، به شکل MSMH(3)- VAR(p) قابل بیان است:

$$Y_t - \mu(S_t) = A_1(S_t)(Y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \ldots + A_p(S_t)(Y_{t-p} - \mu(S_{t-p})) + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

به‌طوری‌که در آن، $(Yt = Y_1t, \ldots, Ynt)$ بردار سری زمانی، μ بردار میانگین، $(A_1, \ldots, Ap)$ بردار پارامترهای مدل و ε_t بردار نوفه سفید[1] که دارای توزیع $\varepsilon t\ |St \sim NID(0,\sum(St))$ است (کرولزیگ و همکاران، ۱۹۹۷).

در کارهای تجربی می‌توان مدل را طوری تغییر داد که تنها برخی از پارامترها به رژیم بستگی داشته باشند و سایر پارامترها با تغییر رژیم عوض نشوند. در ادبیات مربوط به مدل‌های MS، برای نشان دادن میانگین از علامت μ، برای عرض از مبدأ، از علامت a، پارامترهای خودهمبستگی از A، و برای واریانس از H استفاده می‌شود. با ترکیب حالت‌های فوق می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را بدست آورد که در آن، امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد. جدول (۱) خلاصه حالت‌های مختلف مدل مارکوف سوئیچینگ را نشان می‌دهد.

جدول ۱. خلاصه حالت‌های مختلف مدل‌های MS-AR

		MSM		MSI	
		μ متغیر	μ ثابت	C متغیر	C ثابت
A_i ثابت	σ^2 ثابت	MSM-AR[3]	ARخطی	MSI[2]	ARخطی
A_i متغیر	σ^2 متغیر	MSMH-AR[5]	MSH-AR	MSIH-AR[4]	MHA-AR
	σ^2 ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA-AR[6]	MSA-AR
	σ^2 متغیر	MSMAH-AR[8]	MSAH-AR	MSIAH-AR[7]	MSAH-AR

منبع: کرولزیگ، ۱۹۹۷

1. Wihte noise
2. Markov Switching Intercept autoregressive
3. Markov Switching Mean
4. Markov Switching Intercept Heteroskedastic
5. Markov Switching Mean Heteroskedastic
6. Markov Switching Intercept Autoregressive
7. Markov Switching Intercept Autoregressive Heteroskedastic
8. Markov Switching Mean Autoregressive Heteroskedastic

همان‌طور که در ادامه دیده خواهد شد، براساس نتایج آماره AIC، تعداد رژیم برابر ۲ تعیین و هم‌چنین بر اساس این معیار و نیز آماره LR، مدل (۲) MSIH به عنوان مدل بهینه پژوهش حاضر انتخاب خواهد شد.

۲. جامعه آماری و شیوه گردآوری داده‌های پژوهش

متغیرهای تأثیرگذار بر شاخص بازار سهام (متغیرهای مستقل) در این پژوهش شامل شاخص ریسک کشوری (CRI)، نرخ ارز بازار آزاد (EX)، قیمت نفت اوپک (OIL)، نرخ بازده مسکن (HR)، قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم (GP) و نرخ تورم (CPI) که برای اندازه‌گیری آن از شاخص قیمت مصرف‌کننده برای بررسی انتقال‌های رژیمی استفاده می‌شود و به صورت حقیقی اندازه‌گیری شده‌اند. همچنین در این پژوهش متغیر وابسته عبارت است از نرخ بازدهی شاخص کل قیمت با استفاده از فرمول مرکب زیر محاسبه شده است:

$$R_i = Log(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}) \times 100$$

که در آن: R_i= بازده شاخص i ام؛ $P_{i,t}$= قیمت شاخص i ام در دوره t، $P_{i,t-1}$= قیمت شاخص i ام در دوره t-1 می‌باشد.

همچنین برای اندازه‌گیری نرخ بازده مسکن (HR)، درصد تغییرات قیمت یک متر مربع واحد مسکونی برای شهر تهران به علاوه متوسط نرخ اجاره بهای یک متر واحد مسکونی (R) این شهر در نظر گرفته شده است (البابیتی[1]، ۲۰۱۱، ۱۳۲).

$$HR_t = (\left(\frac{P_t - P_{t-1}}{P_t}\right) + R) \times 100$$

دوره نمونه به‌صورت ماهانه و از ۱۳۸۰/۰۱ تا ۱۳۹۲/۱۲ شامل ۱۵۶ مشاهده ماهانه است. ما از سری‌های زمانی ماهانه استفاده می‌کنیم، زیرا تصور می‌کنیم اگر داده‌ها با فرکانس پایین باشند،

1. Albaity

تغییرات رژیمی به صورت آشکارتری تعیین می‌شوند. از طرف دیگر، داده‌های فصلی و سالانه، نتایج کافی ندارند و تجزیه و تحلیل میان‌دوره‌ای بحران را در زمانی که عمر ریسک در کشور تمایل به کوتاه بودن دارد، بی‌ارزش می‌سازد. از طرف دیگر، داده‌های روزانه و هفتگی برای تحلیل، بسیار اختلال هستند و به نتایج تخمین نامشخص می‌انجامند (رامچاند و سوسمل[1]، ۱۹۹۸، ۳۹۹).

هر چند سعی بر این بوده که تا حد امکان، داده‌های آماری مورد استفاده از یک منبع استخراج شوند، ولی به دلیل کمبود اطلاعات مورد نیاز، به اجبار داده‌ها از منابع مختلف استخراج شده است. داده‌های مربوط به شاخص ریسک کشوری از سایت موسسه راهنمای ریسک کشوری[2]، نرخ تورم، نرخ ارز بازار آزاد و قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم از آمار حساب‌های ملی ایران و نماگرهای اقتصادی مستخرج از پایگاه آماری بانک مرکزی، داده‌های مربوط به قیمت نفت اوپک از سایت[3] اوپک و داده‌های مربوط به قیمت مسکن نیز از سایت وزارت مسکن و شهرسازی جمع‌آوری شده است. لازم به ذکر است که در این راستا از نرم‌افزار اقتصادسنجی Stata11 و OX 6 (کد نرم‌افزار ارائه‌شده توسط کرولزیگ) استفاده شده است.

تجزیه و تحلیل نتایج

۱. آزمون ریشه واحد

قبل از تجزیه و تحلیل بیشتر مدل‌های اقتصادی، باید ویژگی‌های مورد بررسی از نظر مانایی یا نامانایی بررسی شود. اگر متغیرهای مورد استفاده در این مدل‌ها نامانا باشند، مدل شرط ثبات[4] را برآورده نمی‌کند. برای بررسی فرضیه وجود یا عدم وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی، آزمون‌های مختلفی شناسایی شده‌اند که مهم‌ترین آن‌ها، آزمون ریشه واحد ADF[5]، آزمون فیلیپس و پرون[6]، آزمون GLS-DF[7] و آزمون KPSS[8] است.

---

1. Ramchand, L., Susmel
2. https://www.prsgroup.com/about-us/our-two-methodologies/icrg
3. http://www.opec.org/opec_web/en/
4. Stabity condition
5. Augment Dickey-Fuller
6. Pilips-Perron
7. GLS-Detrended Dickey-fuller
8. Kwaitkowski, Philips, Schmidt and Shin

با توجه به این‌که آزمون KPSS نسبت به آزمون‌های دیگر دارای مزیت‌هایی است، از جمله این‌که فرضیه صفر در این آزمون برخلاف آزمون دیکی فولر مانایی متغیر مورد بررسی است، در این مطالعه از این آزمون برای بررسی وجود یا عدم وجود ریشه واحد در متغیرها استفاده می‌کنیم. نتایج آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای مورد نظر در جدول ۳ نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح احتمال ۵ درصد ریشه واحد دارند. از این رو فرضیه ایستایی متغیرهای مورد بررسی را می‌توانیم رد کنیم. بنابراین متغیرهای مورد استفاده در مدل I(1) هستند و در برآورد مدل از شکل لگاریتمی متغیرها استفاده می‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد KPSS (فرضیه صفر مانایی)

متغیر	آماره آزمون در سطح با عرض از مبدأ	مقدار آماره بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره آزمون در تفاضل اول	مقدار آماره بحرانی در سطح ۵ درصد	نتیجه آزمون
RTEP	۱/۳۲	۰/۴۷۲	۰/۱۱۶	۰/۴۷۳	ایستا
PRI	۰/۸۶۲	۰/۴۷۲	۰/۰۷۳	۰/۴۷۳	ایستا
EX	۲/۱۲	۰/۴۷۲	۲/۳۸	۰/۴۷۳	ایستا
Oil	۴/۷۵۱	۰/۴۷۲	۳/۳۴۵	۰/۴۷۳	ایستا
HR	۰/۵۰	۰/۴۷۲	۰/۶۵	۰/۴۷۳	ایستا
GP	۱/۹۱	۰/۴۷۲	۳/۸۴	۰/۴۷۳	ایستا
CPI	۱/۰۷۹	۰/۴۷۲	۲/۲۹۸	۰/۴۷۳	ایستا

- نتیجه آزمون

۲. تصریح مدل و تخمین

در این قسمت برای بررسی روابط غیرخطی میان متغیرهای نرخ بازدهی شاخص کل قیمت و شاخص ریسک کشوری، نرخ ارز بازار آزاد، قیمت نفت اوپک، نرخ بازده مسکن، قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم و نرخ تورم از آزمون‌های Tsay، RESET[1] و BDS استفاده می‌شود. آزمون Tsay در سال ۱۹۸۵ توسط تی- سی[2] معرفی شد. استفاده از آزمون فوق بر اساس خود رگرسیونی مرتب شده[3] و پیش‌بینی اجزای اخلال قرار دارد. فرضیه صفر این آزمون، خطی بودن روابط میان

1. Regression Equation Specification Error Test
2. Tsay
3. Arranged auto regression

متغیرهاست و آماره آزمون فوق نیز F است. هم چنین آزمون RESET توسط رمزی[1] (۱۹۶۱) معرفی شد و فرضیه صفر و آماره آزمون فوق نیز مشابه آزمون Tsay می‌باشد. آزمون BDS نیز توسط براک و همکاران[2](۱۹۹۶) معرفی شده و در فرضیه صفر آزمون فوق، داده‌ها به صورت مستقل (IID[3]) توزیع شده‌اند. بطوری‌که در نمونه‌های با حجم کمتر، آماره BDS به صورت مجانبی دارای توزیع نرمال است. نتایج آزمون‌های فوق در جدول ۴ حاکی از آن است که روابط میان متغیرهای پژوهش حاضر غیرخطی می‌باشد.

جدول ٤. نتایج آزمون غیرخطی بودن روابط میان متغیرها

متغیر	*BDS*	*Tsay*	*RESET*
LRTEP	۱۲/۰۱۴ (۰/۰۰۰)	۵/۶۸۱ (۰/۰۱۴)	۶/۷۴۱ (۰/۰۰۰)
LPRI	۱۰/۶۳۰ (۰/۰۰۰)	۵/۷۷۴ (۰/۰۰۰)	۴/۳۰۶ (۰/۰۰۲)
LEX	۷/۱۱۷ (۰/۰۰۰)	۴/۹۶۵ (۰/۰۰۰)	۳/۰۱۵ (۰/۰۰۲)
LOil	۹/۹۵۱ (۰/۰۰۰)	۵/۱۴۴ (۰/۰۰۰)	۴/۹۵۴ (۰/۰۰۲)
LHR	۱۰/۸۱۶ (۰/۰۰۰)	۶/۰۷۳ (۰/۰۰۰)	۴/۱۵۶ (۰/۰۰۲)
LGP	۱۱/۷۱۵ (۰/۰۰۰)	۴/۱۷۸ (۰/۰۰۰)	۴/۹۲۵ (۰/۰۰۲)
LCPI	۸/۴۳۲ (۰/۰۰۰)	۶/۹۵۲ (۰/۰۰۰)	۵/۳۴۷ (۰/۰۰۲)

اعداد داخل پرانتز p-value متغیرهاست.

منبع: محاسبات تحقیق

در مرحله دوم، برای تصریح مدل باید مرتبه خود رگرسیونی و تعداد رژیم مدل مارکوف – سوئیچینگ تعیین شود. با توجه به حجم نمونه بایستی مدل MS برای مراتب مختلف خود رگرسیونی (P) و تعداد رژیم (m)، برآورد شود. برای تعیین درجه مدل از معیارهای آکائیک (AIC)و هنان- کوئین (HQ) و آزمون LR استفاده می‌شود که همه این معیارها، تعداد وقفه‌های بهینه را دو وقفه تعیین می‌کنند. بنابراین، مدل مارکوف- سوئیچینگ با دو وقفه تخمین زده می‌شود.

1. Ramsey
2. Brock et al
3. Independent and Indentically Distributed

شایان ذکر است که برای تعیین تعداد رژیم بهینه در مدل MS و با توجه به وجود پارامترهای مزاحم در فرضیه صفر، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود که این امر سبب می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین رژیم بهینه استفاده کرد (کرولزیگ، ۱۹۹۷).

آنگ و بکارت[1](۲۰۰۲) نشان دادند که در موارد خاصی می‌توان توزیع مجانبی آماره LR میان رژیم‌ها را با استفاده از توزیع کای دو تقریب زد، به طوری‌که درجه آزادی این توزیع برابر تعداد پارامترهای مزاحم به علاوه تعداد محدودیت‌های خطی اعمال شده می‌باشد. مطالعه سارایداکیس و همکاران[2](۲۰۰۳) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها به اندازه کافی بزرگ است، استفاده از معیار آکائیک تعداد درست رژیم را تعیین می‌کند. با این وجود در بیشتر مطالعات تجربی، تعداد رژیم بر اساس شناخت پژوهشگر از متغیرها تعیین می‌شود. در بررسی حاضر نیز با توجه به زیاد بودن حجم نمونه، از معیار اطلاعاتی AIC استفاده شده است. نتایج آماره AIC تعداد رژیم برابر ۲ تعیین و هم‌چنین بر اساس معیارهای AIC و آماره LR مدل MSIH (2) به عنوان مدل بهینه پژوهش حاضر انتخاب شد. در مدل فوق همه پارامترها وابسته به رژیم هستند.

جدول ۵ احتمال‌های انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. همانطور که دیده می‌شود، احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم صفر (P_{00}) بالا می‌باشد. پس این رژیم (ریسک کشوری متوسط) نسبت به رژیم دیگر (ریسک کشوری بالا) دارای پایداری بیشتری می‌باشد.

جدول ۵. ماتریس احتمال انتقال رژیم

	رژیم صفر	رژیم یک
رژیم صفر	٪۷۶۸	٪۶۳٤
رژیم یک	٪۲٤۱	٪۳٦۵

منبع: محاسبه‌های پژوهش

جدول ۶، ویژگی هر یک از رژیم‌های موجود را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج جدول ۷ نیز رژیم صفر پایدارترین رژیم می‌باشد. زیرا اگر اقتصاد به این رژیم وارد شود، به طور متوسط ۱۳ دوره در

1. Ang and Bekaert
2. Saridakis et al (Pp:204)

این رژیم باقی خواهد ماند. همچنین، این رژیم بالاترین احتمال را نیز دارد. یعنی اگر به طور تصادفی سالی از نمونه مورد بررسی انتخاب شود با احتمال ۶۶/۳۸ درصد در این رژیم خواهد بود. بنابراین طی دوره مورد بررسی در کشور ایران بی‌ثباتی متوسط بوده و دارای ریسک کشوری متوسطی می‌باشیم. نتایج جدول بیان می‌دارد که دوران ریسک بالا در اقتصاد ایران به طور میانگین ۷/۸۸ دوره و دوران ریسک متوسط به طور معمول ۱۳ دوره به طول می‌انجامد.

جدول ٦. ویژگی رژیم‌ها

نوع رژیم	تعداد مشاهدات قرارگرفته در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در رژیم مورد نظر	میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم مورد نظر
رژیم صفر	۱۱۷	٦٦/۳۸	۱۳
رژیم یک	۳۹	۳۳/۵۲	۷/۸۸

منبع: محاسبه‌های پژوهش

در این قسمت قبل از تخمین مدل به‌طور خلاصه نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیصی پس از تخمین برای بررسی خوبی برازش در جدول ۷ داده شده است. همانطوری که دیده می‌شود، عدم وجود خودهمبستگی میان جملات اختلال با استفاده از آزمون پورتمن[1] تأیید شد. آزمون واریانس ناهمسانی ARCH[2] و LM نیز همسانی واریانس در میان اجزای اختلال را تصدیق نمود.

جدول ۷. نتایج آزمون‌های پس از تخمین

نام آزمون	روش آزمون	نتیجه
آزمون خود همبستگی	آزمون پورتمن	تأیید فرض عدم خود همبستگی
آزمون واریانس ناهمسانی	ARCH LM	تأیید فرض واریانس همسانی

1. Portmanteau test
2. Auto Regresive Conditional Heteroskedasticity

جدول ۸، نتایج تخمین پارامترهای مدل MSIH(2)-AR(2) را با استفاده از روش درست‌نمایی در بیشترین حد خود را نشان می‌دهد. عدد P-value مربوط به آماره‌های LR linearity test و DAVIES غیرخطی بودن رابطه میان متغیرها را تأیید می‌کند.

جدول ۸. نتایج تخمین مدل مارکوف- سوئیچینگ برای متغیر وابسته نرخ بازدهی شاخص کل قیمت

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t
Constant(0)	-۱/۴۷	۰/۲۶۳۰	-۱/۷۸
Constant(1)	*۰/۱۷	۰/۱۸۲۱	۴/۱۳
LEX	**-۰/۳۶	۰/۱۹۵۷	۱/۸۵
LOil	**۱/۲۷	۰/۱۹۵۷	۱/۸۵
LHR	*-۲/۸۳	۰/۱۱۸۵	۸/۰۷
LGP	*-۱/۹۵	۰/۱۱۸۵	۸/۰۷
LCPI	*۲/۷۴	۰/۱۰۸۴	۷/۶۶
LCRI (0)	*-۱/۸۸	۰/۱۲۴۱	۰/۱۴
LCRI (1)	*-۲/۷۲	۰/۱۱۱۷	۶/۶۹
LRTEP 1(0)	*۰/۳۶	۰/۱۳۸۶	-۲/۷۱
LRTEP 1(1)	*۰/۰۶	۰/۱۳۸۶	-۲/۷۱
LRTEP 2(0)	-۱/۲۳	۰/۱۶۸۹	-۱/۴
LRTEP 2(1)	*۰/۷۲	۰/۱۶۱۹	۴/۴۸
σ_0	*-۰/۳۷	۰/۱۳۸۶	-۲/۷۱
σ_1	۰/۰۲۴	۰/۱۵۸۷	۰/۱۵۲
AIC criterion	-۵/۲۶۳۳		
LR linearity test	۹۰/۱٤۷۷		
log-likelihood	٤٤۹/۱۱۳۰		
DAVIES	۰/۰۰۰		

منبع: محاسبه‌های پژوهش و خروجی از نرم‌افزار OX - *، ** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱ و ۵ درصد است.

براساس نتایج جدول ۸، اغلب ضرایب در سطح ۱۰ درصد معنادار می‌باشد. مقدار عرض از مبدأ در رژیم صفر برابر ۱/۴۷- و در رژیم نخست ۰/۱۷ می‌باشد. در این پژوهش، رژیم صفر نماینده دوران ریسک کشوری متوسط و رژیم یک نماینده ریسک کشوری بالا می‌باشد. از آنجا که در مدل تخمین زده شده، واریانس جزء اخلال تابعی از متغیر وضعیت می‌باشد، واریانس اجزاء اخلال مربوط به معادلات دو رژیم متفاوت بوده و در رژیم صفر برابر ۰/۳۷ و در رژیم نخست ۰/۰۲۴می‌باشد. در واقع، این اعداد بیان می‌کنند که رژیم صفر (که همان دورانی که ریسک کشوری متوسط می‌باشد) دارای نوسان کمتری نسبت به رژیم نخست (دوران ریسک کشوری پایین) می‌باشد. انواع ارز به خصوص دلار و یورو به دلیل حفظ نسبی ارزش در دوران تورم بالای اقتصاد، به عنوان دارایی‌های مهم تلقی می‌شوند. مطابق جدول فوق، نرخ ارز در بازار آزاد دارای ضریب ۰/۳۶- می‌باشد که بیانگر اثرگذاری منفی بر نرخ بازدهی شاخص کل قیمت در طول دوره مورد بررسی می‌باشد و از آنجایی که در صورت افزایش نرخ ارز، شرکت‌های صادرکننده انگیزه مضاعفی خواهند داشت تا مواد و یا کالای بیشتری را صادر کنند، به عبارت دیگر انگیزه برای صادرات بیشتر می‌شود، شرکت‌های دارای توانایی زیاد در تولید و صادرات کالا، از عایدات بیشتری نیز بهره‌مند می‌شوند. البته شرکت‌هایی بیش‌ترین سود را دارند که در تأمین مواد اولیه و ماشین‌آلات وابستگی خارجی کمتری داشته باشند (دوکاس و همکاران[1]، ۲۰۰۳، ۳۲۲).

مجموعه سیاست‌های ارزی در ایران، نشان دهندهٔ وضعیت سیستم ارزی می‌باشد. در صورت ثبات نرخ ارز، اطمینان بیشتری در فضای اقتصادی کشور ایجاد می‌شود و به تبع آن تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاران خارجی ساده‌تر می‌شود. هم چنین وجود یک سیستم چند نرخی ارز موجب تلاش سرمایه‌گذاران برای دریافت ارز ارزان و کسب رانت به جای ارتقای سطح کارآیی و بهره‌وری می‌شود که اثر منفی بر بازدهی بورس دارد. از این رو در ایران بروز چنین نتیجه‌ای دور از انتظار نبود. این نتیجه ضرورت بازنگری ساختار سرمایه و تولید را در شرکت‌های موجود بورس حوزه تلاش برای کاهش تأثیرپذیری از نوسان‌های نرخ ارز را در بر خواهد داشت. اتکای بیش از حد اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی این پرسش را مطرح می‌سازد که شوک‌های قیمت نفت حاصل از عرضه و تقاضای نفت چه تأثیری بر روند متغیرهای اقتصادی کشور و به ویژه شاخص قیمت سهام

---

1. Doukas

در بورس اوراق بهادار تهران می‌گذارند؟ قیمت نفت اوپک در این مدل، دارای ضریب ۱/۲۷ می‌باشد که حاکی از تأثیر مثبت قیمت این ماده بر نرخ بازدهی شاخص کل قیمت در ایران دارد. از طرفی، بالا بودن قیمت نفت باعث اثرهای مهمی همچون افزایش سطح قیمت‌ها، افزایش واردات، ایجاد بیماری هلندی و ... بر اقتصاد این کشورها می‌شود. بنابراین بهترین توصیه برای نتیجه به‌دست آمده در پژوهش حاضر این است که اقتصاد کشور را از تصمیم‌ها و شوک‌های جهانی مصون بداریم و هرقدر که اقتصاد کشور ما به معیارهای یک اقتصاد مقاوم طراحی شده توسط رهبر معظم انقلاب نزدیک باشد، اقتصادی قوی و عاری از هرگونه تضاد و تناقض خواهیم داشت. نرخ بازده مسکن در این مدل، دارای ضریب ۲/۷۴- می‌باشد حاکی از تأثیر منفی این متغیر بر نرخ بازدهی شاخص کل قیمت در ایران است. با علم بر این واقعیت که در کشورهایی که بازارهای مالی به ویژه بازار سهام پیشرفته و فعال در آنها نهادینه نشده است و ارزش پول نیز به دلیل تورم مداوم کاهش می‌یابد، مردم برای جلوگیری از زیان‌های تورم، دارایی‌های خود را به‌صورت حقیقی (غیر مولد) پس‌انداز می‌کنند. نرخ بازده مسکن در این مطالعه دارای بیش‌ترین تأثیر در میان سایر متغیرهای کلان است. قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم در این مدل، دارای ضریب ۱/۹۵- می‌باشد که حاکی از تأثیر منفی این متغیر بر نرخ بازدهی شاخص کل قیمت در ایران دارد. در فرهنگ خانوار ایرانی، طلا همیشه به عنوان یک پشتوانه مالی خوب به شمار می‌آمده است. دلیل این امر را می‌توان به قابلیت نقدشوندگی بالای طلا و ارزش ذاتی آن مرتبط دانست. اقتصاد کشور ما در دو دهه گذشته تورم را به طور مستمر تجربه کرده است. بدیهی است حفظ قدرت خرید در شرایط تورمی بسیار دارای اهمیت است که از جمله راه‌های آن، سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های پربازده است که از آن میان می‌توان به دادوستد سهام به عنوان یک گزینه سرمایه‌گذاری اشاره کرد.

در دیدگاه سنتی، اعتقاد بر این بوده که سهام، سپر خوبی مقابل تورم است. چون در مقابل دارایی‌های فیزیکی قرار می‌گیرد که بازده واقعی آن بدون تأثیرپذیری از تورم خواهد بود.

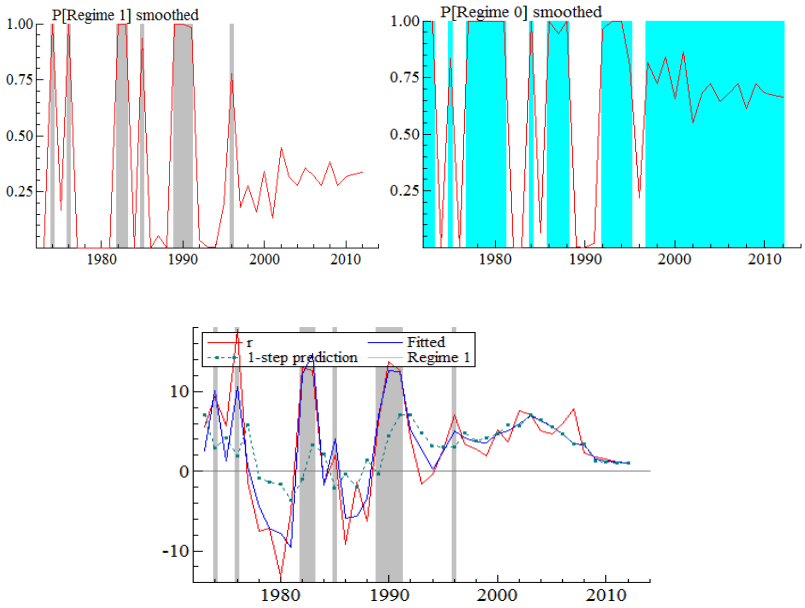
اقتصاددانان مالی بر این گمان بودند که فرضیه فیشر[1] (۱۹۹۱) مبنی بر اینکه بهره اسمی، اطلاعات در دسترس در مورد مقادیر آینده نرخ تورم را به‌خوبی منعکس می‌کند، برای رابطه بازده سهام و تورم نیز صادق است. نرخ تورم در این مدل دارای ضریب ۲/۷۴ می‌باشد که حاکی از تأثیر مثبت

1. Fischer

این متغیر بر نرخ بازدهی شاخص کل قیمت در ایران است. ضریب مثبت به‌دست آمده حاکی از آن است که بورس تهران در بازه مورد بررسی سپر کاملی در مقابل تورم می‌باشد.

متغیر وقفه دار نرخ بازدهی شاخص قیمت، بطور کلی دارای ضریب مثبت در وقفه‌های نخست و دوم در هر دو رژیم می‌باشد که نشان می‌دهد هر وقفه در بازده بورس، اثر مثبتی بر بازده در دوره بعد دارد. اما در این پژوهش آنچه بیش از همه مورد توجه است، تأثیر شاخص ریسک کشوری بر نرخ بازدهی شاخص کل قیمت و نحوه اثرگذاری آن می‌باشد. طبق یافته‌ها، شاخص ریسک کشوری در زمان قرار گرفتن در هر دو رژیم صفر و یک (ریسک متوسط و بالا) تأثیر منفی دارد اما ضریب تأثیر در رژیم یک (ریسک بالا) بیشتر از رژیم صفر است. براساس جدول ۸، در رژیم صفر (ریسک متوسط)، ریسک کشوری تأثیر معنی‌داری بر نرخ بازدهی شاخص کل قیمت ندارد. اما با علم بر این نکته که سرمایه‌گذاران در جایگزین کردن پول موجود خود با یک یا چند نوع ورقه بهادار که در آینده انتظار بازدهی زیادی از آن‌ها می رود، دچار رنج می‌شوند (قالیباف اصل و ایزدی، ۱۳۹۳، ۸)، این نتیجه را در بورس ایران می‌توان به وضوح مشاهده نمود که یک منبع تأمین مالی، اقتصادی باثبات را هدف‌گیری می‌کند، هرچند این عامل تنها عامل تشویق سرمایه‌گذاران نیست ولی، به طور قابل‌توجهی در جلوگیری از ورود سرمایه به بازار مؤثر می‌باشد، لکن تلاش دولت در جهت کاهش ریسک‌های افزایش دهنده ریسک کشوری، راهی مشخص برای کاهش عدم اطمینان نسبت به محیط داخلی و تشویق ورود سرمایه خارجی است. به نظر می‌رسد این راه حل، مهم‌ترین عامل در اقبال سرمایه‌گذاران دست کم در ایران باشد. زیرا علت اصلی عدم ورود سرمایه به ایران با اوضاع و احوال سیاسی و محیط نامطمئن اقتصادی رابطه تنگاتنگی داشته است و خود این مسأله به منبع تأمین مالی اقتصادی وابستگی دارد.

شکل ۱، احتمال قرار گرفتن هر یک از سال‌های مورد مطالعه در هر یک از دو رژیم را نشان می‌دهد. همانطور که نمودار نیز نشان می‌دهد، مجموع احتمال‌های رژیم صفر و یک در هر سال برابر یک می‌باشد. ناحیه‌های پر رنگ در نمودار نیز نشان دهنده طبقه‌بندی سال‌ها میان دو رژیم می‌باشد. در نمودار نخست، خطوط قرمز روند نرخ بازدهی شاخص کل قیمت را نمایش داده و خطوط آبی بیان کننده برآورد مدل در سال‌های مورد مطالعه می‌باشد و مشخص است که مدل به خوبی برآورد شده است.



شکل ۱. احتمال قرار گرفتن هر سال در دو رژیم استخراج شده

بحث و نتیجه‌گیری

بازار سهام از اجزای تشکیل‌دهنده بازار سرمایه می‌باشد و به عنوان بخشی از مجموعه اقتصاد، تابع آن است. چنانچه این بازار رابطه‌ای غیرمنطقی با سایر بخش‌ها نداشته باشد، کاستی‌هایی در عملکرد آن پیش خواهد آمد. در کشورهای در حال توسعه، ضربه‌های وارد شده بر بورس به دلیل عدم توان مقاومتی بالای اقتصاد در دفع یا تعدیل، در مقایسه با کشورهای توسعه یافته عمق بیشتری دارد. همچنین، اصل ثابتی در فرهنگ سرمایه‌گذاری وجود دارد که سرمایه از ریسک و خطر گریزان است و به سوی بازده و سود تمایل دارد. به همین خاطر است که سرمایه‌گذاران ریسک گریز از ورود سرمایه خود به جای با خطر و ریسک یا افق نامشخص در برابر سود و اصل سرمایه امتناع می‌کنند. از این رو ما در این مقاله بر آن شدیم تا به بررسی تأثیر ریسک کشوری بر نرخ بازدهی شاخص کل قیمت با به‌کارگیری روش غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ طی دوره ۱۳۸۰/۰۱ تا ۱۳۹۲/۱۲ با استفاده از متغیرهای نرخ بازدهی شاخص کل قیمت و شاخص ریسک کشوری، نرخ

ارز بازار آزاد، قیمت نفت اوپک، نرخ بازده مسکن، قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم و نرخ تورم و داده‌های ماهانه بپردازیم.

به طور خلاصه، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که براساس آماره AIC، تعداد رژیم برابر ۲ و هم‌چنین بر اساس معیارهای AIC و آماره‌ی LR مدل MSIH (2) به عنوان مدل بهینه پژوهش حاضر انتخاب شد. در مدل فوق، همه پارامترها وابسته به رژیم هستند و مدل MSIH(2)-AR(2) را با استفاده از روش درست‌نمایی در بیشترین حد خود می‌توان برآورد کرد.

نرخ ارز در بازار آزاد دارای ضریب ۰/۳۶-، قیمت نفت اوپک: ۱/۲۷، نرخ بازده مسکن: ۲/۷۴- ، قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم: ۱/۹۵- و نرخ تورم: ۲/۷۴ می باشد. همچنین، شاخص ریسک کشوری به هنگام قرار گرفتن در هر دو رژیم صفر و یک (ریسک متوسط و بالا) تأثیر منفی دارد اما ضریب تأثیر در رژیم یک (ریسک بالا) بیشتر از رژیم صفر است و می‌توان این نکته را آشکارا دید که یک منبع تأمین مالی، اقتصادی باثبات را هدف‌گیری می‌کند، هرچند این تنها عامل تشویق سرمایه‌گذاران نیست ولی به طور قابل‌توجهی در جلوگیری از ورود سرمایه به بازار اثرگذار است. اما تلاش دولت در جهت کاهش عامل‌های افزایش‌دهنده ریسک کشوری، راهی مشخص برای کاهش نااطمینانی نسبت به محیط داخلی و تشویق ورود سرمایه خارجی است. به نظر می‌رسد این راه حل، مهم‌ترین عامل در روی آوردن سرمایه‌گذاران دست کم ایرانی باشد. چرا که علت اصلی وارد نشدن سرمایه به وقت با اوضاع و احوال سیاسی و محیط نامطمئن اقتصادی رابطه تنگاتنگی داشته است و خود این مسأله به منبع تأمین مالی اقتصادی وابستگی دارد. از این رو، با توجه به تأثیر معنادار شاخص ریسک کشوری بر بازده بازار بورس اوراق بهادار تهران، توصیه می‌شود تا سرمایه‌گذاران، قبل از سرمایه‌گذاری در بازار بورس، به جایگاه ایران در شاخص ریسک کشوری توجه نمایند.

منابع

- اسدی، ع. اسماعیلی،س.م. (۱۳۹۲). "تأثیر شاخص توسعه انسانی بر رشد اقتصادی ایران در قالب مدل مارکوف - سوئیچینگ". *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره پاییز، سال سوم- شماره ۱۲. صص: ۸۹- ۱۰۴.
- پاشایی فام، ر. امیدی پور، ر. (۱۳۸۸). "بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست های اقتصادی، دوره ۱۷، شماره ۵۰. صص: ۹۳-۱۱۳.
- اندرس، و. (۲۰۰۴). "اقتصادسنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی". دو جلد. مترجم: مهدی صادقی، سعید شوال‌پور. انتشارات دانشگاه امام صادق(ع). تعداد صفحات: ۵۱۶ صفحه.
- حسین زاده بحرینی، م. ح. ملک الساداتی، س. (۱۳۹۰). "موانع نهادی سرمایه گذاری و کسب و کار در ایران". مجله کار و جامعه، آذر ماه، شماره ۱۳۸. صص: ۴۹ – ۶۸.
- خداپرستی، ص. زمانیان، غ. سنگینیان، ع. (۱۳۹۳). "عوامل موثر بر بازده کوتاه‌مدت و بلندمدت سهام عرضه شده در عرضه‌های اولیه در بورس اوراق بهادار تهران". پژوهشهای تجربی حسابداری، سال سوم، دوره ۳، شماره ۱۱، ماه بهار ، صص ۱۷۹-۲۰۰.
- راعی، ر. محمدی، ش. سارنج، ع. (۱۳۹۳). "پویایی های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل گارچ نمایی در میانگین سوئیچینگ مارکوف". تحقیقات مالی دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران. دورهٔ ۱۶، شمارهٔ ۱. دو فصل بهار و تابستان. ص: ۹۸-۷۷.
- شهرآبادی، ا. بالسینی، ا. (۱۳۹۱). "بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و ریسک سیستماتیک بر بازده سهام عادی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". مطالعات کمی در مدیریت : فصل پاییز، دوره ۳ , شماره ۳ ; صص: ۱۷-۳۴ .
- صادقی، م. (۱۳۹۳). "بررسی تطبیقی بورس اوراق بهادار ایران با سایر بورس های جهان و دلایل قوت و ضعف آن". فصلنامه پژوهش حسابداری، سال سوم، دوره ۴، شماره ۱۲ ، فصل بهار، صص: ۱۷۵-۱۹۳.
- عباسیان، ع. مرادپور اولادی، م. عباسیان، و (۱۳۸۷). " اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، دوره ۱۲، شماره ۳۶. فصل پاییز، صص: ۱۳۵- ۱۵۲

- قالیباف اصل، ح. ایزدی، م. (۱۳۹۳). "بررسی رابطه بین ریسک و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: اثر شتاب و ریسک نقدشوندگی". دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش وتوسعه سابق). دوره جدید، سال بیست و یکم، شمارهٔ ۷، دو فصل بهار و تابستان. ص: ۸۴- ۱۰۴.
- مهرآرا، م. فلاحتی، ذ. حیدری ظهیر، ن. (۱۳۹۲). "بررسی رابطه بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران (از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲) با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای". فصلنامه سیاست‌گذاری و پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا (س). سال اول، دوره ۱، شماره ۱، فصل زمستان. صص: ۶۷-۹۱.
- معرفی و نقد شاخص راهنمای بین المللی ریسک کشوری (ICRG). مرکز پژوهش های مجلس، انتشارات دفتر مطالعات محیط کسب و کار. سال ۱۳۹۰.
- نجفی زاده، س.ع. (۱۳۹۲). "اثر سیاست پولی بر بازده شاخص سهام (مطالعه موردی: ایران)". اولین همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران (با رویکرد حمایت از تولید ملی). تهران، زمان برگزاری: ۲۸ آذر ماه. صص: ۱- ۱۲.
- نیکومرام، ه. رهنمای رودپشتی، ف. همتی، ه. (۱۳۹۲). " مقایسه عملکرد پرتفوی انتخابی بر اساس مدهای حسابداری سرمایه فکری با استفاده از مدل تحلیل شبکه با مدل های سنتی و نوین شبکه". حسابداری مدیریت، دوره ۶، شماره ۴ (پیاپی ۱۹)، فصل زمستان، صص: ۷۹-۱۰۰.
- Alon, I. & Herbert, T.T., (2009). “A Stranger in a Strange Land: Micro Political Risk and the Multinational Firm”, *Journal of Business Horizons*, Vol.52, p127-137.
- Albaity, M. sh. (2011). “Impact of the Monetary Policy Instrument on Islamic Stock Market Index Return”, Economics open- Assessment E-journal, 2011. Pp: 124-139
- Ang, A., & G. Bekaert, (2002)a, “Regime Switches in Interest Rates,” Journal of Business and Economic Statistics, 20, 2, Pp: 163-182.
- Ang, A., and G. Bekaert, (2002)b, “International Asset Allocation with Regime Shifts,” forthcoming Review of Financial Studies. Pp:1-19.
- Chen, Ch & Jung J. & Yu, Ch. (2012). “Managerial ownership, diversification, and firm performance: Evidence from an emerging market”, International Business Review, Vol 21 Issue3, p311-345.
- Chang, Ch (2009),” Do macroeconomic variables have regime-dependent effects on stock return dynamics? Evidence from the Markov regime switching model”, Economic Modelling; Vol. 26 Issue 6, p1283-1299
- Chen N.F. & R. Roll & S.A. Ross. (1986). “Economic Forces and the Stock Market”. Journal of Business, Vol. 59, No. 3, pp. 383-403.
- Elton E.J. & M.J. Gruber (1991) “Modern portfolio theory and investment analysis”, Wiley, 4. Edition Pp: 840.

- Fischer, D. E., & Jordan, R. J. (1991). “Security analysis and portfolio management”. Englewood cliffs: Prentice Hall. Pp: 212
- Hiranyan, N (2008). “Country Risk Analysis: A Survey of the Quantitive Methods”, Sam Houston State University, Department of Econimics and International Business", Working Paoer, 2008. Electronic copy available at: http://ssrn.com/abstract=1513494 Pp: 1-32.
- Hoti, S., McAleer, M., Shareef, R. (2005). “Modelling the Riskiness in Country Risk Ratings”. Elsevier, Sydney. School of Economics and Commerce, University of Western Australia. Pp: 1- 34.
- John A. Doukas, & Patricia H. Hall & Lang, Larry H. P. (2003). “Exchange Rate Exposure at the Firm and Industry Level”. Financial Markets, Institutions & Instruments. Volume 12, Issue 5, Pp 291–346, December.
- Kinoshita, Y. & Campos, N.F. (2003). “Why Does FDI Go Where It Goes, New Evidence from the Transition Economies”. IMF Working Papers from International Monetary Fund, No. 03/228, International Monetary Fund, Washington, 2003. Pp: 1- 42
- Kasatuka, C. & Minnitt, R.C.A., (۲۰۰۶). “Investment and Non-Commercial Risks in Developing Countries”, The Journal of the Southern African Institute of Mining and Metallurgy, Vol.106, p849- 856.
- Krolzig H. M , (1997), “Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis”. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Springer-Verlag. p 518-534.
- Krolzig H. M, (1998). “Econometric Modeling of Markov-Switching Vector Autoregressions Using MSVAR for Ox”. Discussion Paper, Department of Economics, University of OxfordNath, H. (2008). “Country Risk Analysis: A Survey of the Quantitive Methods”, Sam Houston State University, Department of Econimics and International Business, Working Paoer.
- Omanuwue ,P.N & Abeng, M.O & Adebiyi,M.A (2012). “Oil price shocks,exchange rate and stock market behavior: Empirical evidence from Nigeria”. Research Department of central Bank of Nigeria.
- Robert D. & Gay, Jr., (2008). “Nova Southeastern University, Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns For Four Emerging Economies: Brazil, Russia, India, And China”. International Business & Economics Research Journal, March. Volume 7, Number 3 .pp. 42-56.
- Ramchand, L., & Susmel, R. (1998). “Volatility and cross correlation in global equity markets”. Journal of Empirical Finance, 5 (4): 397–416.
- Schuknecht, L.J. & Von Hagen, G. & Wolswijk A. (2009). “Government risk premiums in the bond market: EMU and Canada”. European Journal of Political Economy, Vol. 25, No. 3, pp. 371-384.
- Stephan, A. Ross (1976). “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing”. Journal of Economic Theory 13, 341-360.

- Saridakis A. Y., Hofmann, T., & Johnson, M. (2003). Discriminative learning for label sequences via boosting. Advances in Neural Information Processing Systems 15. Cambridge, MA: MIT Press. Pp:1-346.
- Schleicher Ch. (2002). "An introduction to wavelets for economists". Working Paper 2002-3 / Document de travail 2002-3. Pp: 1- 42
- Scholtens, B. (2004). "Country risk analysis: principles, practices and policies". In: Frenkel, M., Karmann, A., Scholtens, B. (Eds.),Sovereign Risk and Financial Crises. Springer-Verlag, Berlin. da working paper, ISSN 1192-5434. pp 3-27.
- Tsangyao Ch & Wen-Yi Ch & Rangan G & Duc Kh.N. (2015). "Are stock prices related to the political uncertainty index in OECD countries? Evidence from the bootstrap panel causality test. Economic Systems". http://dx.doi.org/10.10https://www.prsgroup.com/about-us/our-two-methodologies/icrg. (2015). 16/j.ecosys.2014.10.005
- Yim, J. and H. Mitchell (2005), "Comparison of country risk models: hybrid neural networks, logit models, discriminant analysis and cluster techniques", Expert Systems with *Applications*, 28, 137-148.