Financial Research Journal

Print ISSN: 1024-8153
Online ISSN: 2423-5377

An Explanation Model of Regime Shifts in the Tehran Stock Exchange by Smooth Transfer Regression

Gholamhossein Assadi
Associate Prof., Department of Financial Management and Insurance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: h-assadi@sbu.ac.ir

Mohammad Esmaeil Fadaeinejad
Associate Prof., Department of Financial Management and Insurance, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: m-fadaei@sbu.ac.ir

Hamid Faroughi*
*Corresponding Author, Ph.D. Candidate, Department of Finance Management, Faculty of Management and Accounting, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran. E-mail: h_farooghi@sbu.ac.ir

Abstract

Objective: Stock markets are extremely volatile and contain only a small predictable component that may still be economically justifiable and could be translated into substantial utility gains for a risk-averse investor. Moreover, the degree of return predictability varies over time and the predictive power of some instruments appears to be diminishing in recent decades. Presumably, the structural relationship between economic predictor variables and future stock returns is time-varying or regime-dependent. Identifying the prevailing macroeconomic state and risk regime is thus highly beneficial for meaningful portfolio management. Therefore, the purpose of this paper is to develop a model for switching regimes in the Tehran Stock Exchange (TSE) index return and to determine the transit variables among economic and financial variables.

Methods: The approach used in this paper is based on the smooth transition regression model. Therefore, the statistical data of the 2006-2019 period were used, based on the frequency of seasonal data for TEDPIX returns and economic and financial variables including inflation rate, interest rate, GDP, exchange rate, oil price, money supply, price-to-earnings (P/E) ratio, and price-to-book (P/B) ratio.

Results: The fitted model showed that the rate of return on the Tehran Stock Exchange index continuously switches from a lower inefficient regime to an upper inefficient one. This study confirmed the relationship between explanatory variables and stock returns is nonlinear and the existence of multiple regimes governing the, return of the TSE index as well as the importance of accounting for nonlinearity and the cyclical behavior of stock returns.

Conclusion: According to the obtained results index returns and explanatory variables have a nonlinear and asymmetric relationship and among the explanatory variables of economic and financial, the exchange rate is a transition variable. The regression coefficients during the establishment of the low fluctuations regime and higher fluctuations regime are different. Same as previous studies, the current analysis featured a range of important financial and macroeconomic factors for determining the behavior of stock returns. The results provided evidence that the real significance of the influence of factors such as exchange rate is only revealed once regimes are explicitly modeled.

Keywords: Index return, Switching regimes, Smooth Transfer Regression (STR) model

Citation: Assadi, Gholamhossein**;** Fadaeinejad, Mohammad Esmaeil & Faroughi**,** Hamid (2022). An Explanation Model of Regime Shifts in the Tehran Stock Exchange by Smooth Transfer Regression. *Financial Research Journal*, 24(1), 81-103. https://doi.org/ doi.org/10.22059/FRJ.2021.324056.1007187 (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2022, Vol. 24, No.1, pp. 81-103
Published by University of Tehran, Faculty of Management
doi: https://doi.org/ doi.org/10.22059/FRJ.2021.324056.1007187
Article Type: Research Paper
© Authors
Received: December 06, 2021
Received in revised form: February 24, 2022
Accepted: March 16, 2022
Published online: June 21, 2022

تحقیقات مالی
شاپا چاپی: ۸۱۵۳-۱۰۲۴
شاپا الکترونیکی: ۵۳۷۷-۲۴۲۳

تبیین مدل تعویض رژیم بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رگرسیون انتقال ملایم (STR)

غلام‌حسین اسدی
دانشیار، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه: h-assadi@sbu.ac.ir

محمد اسماعیل فدائی نژاد
دانشیار، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه: m-fadaei@sbu.ac.ir

حمید فاروقی*
* نویسنده مسئول، دانشجوی دکتری، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه: h_farooghi@sbu.ac.ir

چکیده

هدف: این مقاله به‌دنبال تبیین مدل برای شناسایی رژیم‌های حاکم بر بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران و تشخیص عامل تغییر رژیم یا به بیان دیگر، تغییر رفتار بازدهی شاخص است.

روش: رویکرد استفاده‌شده در این مقاله، رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم (STR) از مدل‌های تعویض رژیم بوده است. بدین منظور، از اطلاعات آماری به‌دست‌آمده از داده‌های فصلی برای بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران، متغیرهای اقتصادی و مالی در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است.

یافته‌ها: مدل برآورد شده در این پژوهش نشان می‌دهد که بازدهی شاخص به‌طور مکرر از رژیم کم‌نوسان به رژیم پُرنوسان یا برعکس تغییر وضعیت می‌دهد. رابطه غیرخطی متغیرهای توضیح با بازده سهام و وجود رژیم‌های چندگانه تبیین‌کننده بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران تأیید شد.

نتیجه‌گیری: نتایج به‌دست‌آمده حاکی از این است که رابطه بازدهی شاخص با عوامل تبیین‌کننده آن، به‌شکل غیرخطی و نامتقارن است و از میان متغیرهای توضیح کلان اقتصادی و مالی، نرخ ارز متغیر انتقال یا عامل تعویض رژیم حاکم بر بازده است. در مدل برآوردی، رابطه میان بازدهی شاخص و متغیرهای توضیح در دوران استقرار رژیم‌های اول و دوم که به‌ترتیب نوسان کم‌نرخ ارز و نوسان بالای نرخ ارز را نشان می‌دهد، متفاوت بوده است.

کلیدواژه‌ها: بازده شاخص بورس اوراق بهادار، تعویض رژیم، مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR).

استناد: اسدی، غلام‌حسین؛ فدائی نژاد، محمد اسماعیل و فاروقی، حمید (۱۴۰۱). تبیین مدل تعویض رژیم بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رگرسیون انتقال ملایم (STR). *تحقیقات مالی*، ۲۴(۱)، ۸۱- ۱۰۳.

تحقیقات مالی، ۱۴۰۱، دوره ۲۴، شماره ۱، صص. ۸۱- ۱۰۳
ناشر: دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
نوع مقاله: علمی پژوهشی
© نویسندگان
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۱۵
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۰/۱۲/۰۵
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۲/۲۵
تاریخ انتشار: ۱۴۰۱/۰۱/۱۸
doi: https://doi.org/10.22059/FRJ.2021.324056.1007187

مقدمه

پویایی بازارهای مالی که در غالب خصوصیات آماری دم پهن، واریانس ناهمسانی، کشیدگی، چولگی و هم‌بستگی زمانی و یا در مواقعی شکست نمود پیدا می‌کنند، به ظهور تغییراتی قابل توجه در رفتار بازارهای مالی منجر می‌گردند (یزدانیان و حاجی اکبری، ۱۳۹۸). چالشی که در این خصوص وجود دارد نحوه مدل‌سازی این تغییرات در قالب یک فرایند، به‌خصوص در سری‌های زمانی مالی و اقتصادی می‌باشد، زیرا اغلب مطالعات صورت گرفته در حوزه مالی خلق بازده‌های دارایی‌ها را در یک فرایند خطی با ضرایب ثابت در نظر می‌گیرد و قدرت پیش‌بینی متغیرهای مستقل را در طول زمان بدون تغییر می‌پندارد علیرغم اینکه مطابق خصوصیات آماری بیان شده و شواهد تجربی، بازده دارایی‌ها غیرخطی و یک فرایند پیچیده و چند رژیمی (که هر رژیم دارای یک توزیع خیلی متفاوت از بازده دارایی‌ها است) را دنبال می‌کنند (شووندنر[1]، ۲۰۱۰).

بر این اساس در دهه‌های اخیر علاقه‌مندی به مدل‌های تعویض رژیم به خاطر خصوصیت منحصر به فرد آنها در لحاظ نمودن این تغییرات چشمگیر و گاه ناگهانی در حوزه مالی افزایش یافته است. این تغییرات شدید گاهی بدون علت و گاهی مرتبط با بحران‌های مالی یا به علت تغییرات تند در سیاست‌های دولت‌ها بوده‌اند (سرا و ساکسنا[2]، ۲۰۰۵). برای مثال میانه، حد نوسان و الگوهای هم‌بستگی بین بازده‌های سهام در شروع و طی بحران مالی سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ به‌طور چشمگیری تغییر یافت. بعضی از این تغییرات می‌توانند تکرار شوند (رکود در برابر رونق) و بعضی از آنها می‌توانند مانند شکست‌ها پایدار باشند و برای مدت زمان بیشتری دوام یابند (آنگ[3]، ۲۰۱۱).

این تغییرات ساختاری محتمل در سری‌های زمانی مالی که شامل یک پویایی جدید بادوام از قیمت‌ها و عوامل بنیادی برای چندین دوره بعد از تغییر هستند، توسط چارچوب پیشرفته مدل‌های تعویض رژیم می‌توانند درک و شناسایی شوند (کیم و پیگر[4]، ۲۰۰۵). شایان ذکر است این در حالی است که یک توزیع نرمال به تنهایی برای مشخص و توصیف کردن بازده‌های دارایی‌ها هنگامی که سری‌های زمانی آنها همان طور که بیان گردید از خصوصیات آماری شکست، نوسان‌های خوشه‌ای و ... برخوردار است، کافی نیست. حتی در یک مدل ساده با توزیع مستقل و ساختاری یکسان سری‌زمانی در مراحل اقتصادی، الگوهای تغییرات دوره‌ای بازارهای مالی نادیده گرفته می‌شود (آنگ، ۲۰۱۱). از این رو، ریشه پیدایش مدل‌های تعویض رژیم در واقع پاسخ به چالش نحوه مدل‌سازی این نوع تغییرات شایان توجه و ناگهانی در سری‌های زمانی مالی و اقتصادی می‌باشد که مدل‌های خطی متداول با کارکرد ثابت و یک مجموعه متغیر توانایی آن را ندارند (شووندنر، ۲۰۱۰).

از این رو با توجه به توضیحات بیان شده، مسئله اصلی تحقیق حاضر این است که آیا می‌توان با استفاده از مدل‌های تعویض رژیم، تغییرات ناگهانی و چشمگیر در رفتار بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران را در قالب یک مدل

1. Schwendener
2. Cerra & Saxena
3. Ang
4. Kim & Piger

تبیین نمود یا به عبارتی رژیم‌های حاکم بر بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران و عوامل انتقال یا تغییر از یک رژیم به رژیم دیگر را شناسایی کرد؟

وجه تمایز این پژوهش در میان تحقیقات صورت گرفته با رویکرد تعویض رژیم، استفاده از مدل رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم همراه با تاکید به بررسی طیف گسترده‌تری از متغیرهای توضیح برون‌زا اقتصادی و مالی به‌منظور شناسایی بهترین متغیر انتقال می‌باشد. در عموما تحقیقات صورت گرفته در حوزه ادبیات تعویض رژیم از مدل‌های مارکوف، نسبت واریانس، گارچ و ... که تعویض رژیم را ناگهانی فرض می‌کنند و از سوی قابلیت تعیین کنندگی عامل تعویض رژیم بازده را ندارند، استفاده گردیده است و آن دسته از تحقیقاتی که از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده کرده‌اند، فقط با رویکردی آماری از این مدل برای تبیین و پیش‌بینی بازده استفاده نموده‌اند و توجهی به شناسایی متغیر انتقال[1] یا به عبارتی عامل تغییر رژیم از میان متغیرهای توضیح برون‌زا نکرده‌اند (در عمده این تحقیقات از جزء خودرگرسیون متغیر وابسته در واقع بازده شاخص به‌عنوان متغیر انتقال استفاده شده است).

ساختار مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در ادامه و در بخش دوم به بررسی ادبیات نظری تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق ارائه شده است. در بخش چهارم مدل تجربی و یافته‌های تحقیق بیان گردیده است. در نهایت در بخش انتهایی به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها پرداخته شده است.

پیشینه نظری پژوهش

اگرچه سابقه استفاده از مدل‌های تعویض رژیم به حداقل ۶۰ سال قبل زمانی که کواندت[2] در سال ۱۹۵۸ یک مدل خطی را معرفی کرد که از دو رژیم فرمان می‌برد، بر می‌گردد، ولی شهرت مدل‌های تعویض رژیم در اقتصاد با مقاله همیلتون (۱۹۸۹) اوج گرفت و پس از آن آنگ و بکایرت[3] (۲۰۰۲)، آنگ و چن[4] (۲۰۰۲)، گارسیا و پرون[5] (۱۹۹۶)، گری[6] (۱۹۹۶)، گویدالین و تیمرمان[7] (۲۰۰۶؛ ۲۰۰۷)، کویراز و تیمرمان[8] (۲۰۰۰)، ترنر و همکاران[9] (۱۹۸۹) و وایتلو[10] (۲۰۰۱) همه آنها شواهدی از وجود رژیم‌های متمایز با استفاده مدل‌های تعویض رژیم در بازارهای سهام و بدهی ارائه کردند.

آنگ و تیمرمان[11] (۲۰۱۱) علت محبوبیت استفاده از مدل‌های تعویض رژیم در مدل‌سازی مالی را بدین ترتیب بیان داشته‌اند:

1. Transition variable
2. Quandt
3. Ang and Bekairt
4. Ang and Chen
5. Garcia and Perron
6. Gary
7. Goidalin and Timmermann
8. Quaraz and Timmermann
9. Terner et al
10. Vaitelo
11. Ang and Timmermann

۱. ایده استفاده از تعویض رژیم به نوعی طبیعی و ذاتی است. در واقع استفاده از مدل‌های تعویض رژیم از کار مطالعاتی مؤثر همیلتون[1] (۱۹۸۹) در ارتباط با دوره‌های رونق و رکود کسب و کارها و رژیم‌های طبیعی برای ضبط این چرخه‌های اقتصادی فعال در دوره‌های بلند مدت نشأت می‌گیرد. هنگام کاربرد این مدل‌ها در سری‌های زمانی مالی، رژیم‌هایی که با روش‌های اقتصادسنجی شناسایی می‌شوند اغلب منطبق بر دوره‌های زمانی متفاوت در سیاست‌های قانون‌گذاری و گاهی تغییرات عاری از دلیل می‌باشند. برای مثال رفتار نرخ بهره طی سال‌های ۱۹۷۹ تا ۱۹۸۲ مصادف با دوره‌زمانی که فدرال رزرو رویه‌های عملیاتی خود را برای هدف‌گذاری عرضه پول تغییر داد، دستخوش تغییرات شایان توجهی گردید. در بازار سهام رژیم‌ها متعددی مطابق با دوره‌های زمانی نوسان زیاد و کم و بازار رشدی و ریزشی شناسایی شده است (پاگان و سوسونو[2]، ۲۰۰۳). بنابراین مدل‌های تعویض رژیم می‌توانند روایت داستان‌های تغییرات بنیادی را که در مواقعی فقط در قالب رویدادهای گذشته تفسیر می‌شوند، در قالب پایه‌ای برای پیش‌بینی واقعی، انتخاب پرتفوی بهینه و سایر کاربردهای اقتصادی تطبیق به‌کار ببرند.

۲. اینکه مدل‌های تعویض رژیم به‌صورت مقرون به صرفه‌ای می‌تواند رفتار خیلی از سری‌های زمانی مالی که دارای دم پهن،کشیدگی، دوره‌های متناوب و به دنبال آن نوسان کم (اثر آرچ)، چولگی، هم‌بستگی‌های زمانی[3] را ثبت و ضبط کند. با ترکیب شرطی مناسب از توزیع‌های نرمال حجم انبوه‌ای از اثرات غیرخطی می‌توان خلق کرد. حتی هنگامی که مدل درست، ناشناخته است، مدل‌های تعویض رژیم می‌توانند تقریب خوبی از فرایندهای پیچیده‌تر عوامل ایجاد بازدهی را فراهم آورند. مدل‌های تعویض رژیم همچنین به‌عنوان مدل‌های پرش موردی نام‌گذاری می‌شوند. زیرا یک پرش یک رژیم است که فورا در دوره بعدی از بین می‌رود و هنگامی که تعداد رژیم‌ها زیاد است پویایی‌های یک مدل تعویض رژیم تقریبی از رفتار مدل‌های پارامتر متغیر ـ زمان (TVP) و در مواردی مدل پارامتر فضا حالت است که به‌طور مناسبی گسسته شده است.

۳. اینکه یکی دیگر از جنبه‌های جذاب مدل‌های تعویض رژیم این است که آنها همچنین قادر هستند بازده‌های غیرخطی و پویایی‌های دارایی‌ها را در یک چارچوب مبتنی بر مشخصات خطی، یا شرطی نرمال یا توزیع نرمال لگاریتمی در رژیم‌ها ضبط و اندازه‌گیری کنند. این توانایی، قیمت‌گذاری دارایی تحت تعویض رژیم را قابل ردیابی می‌کند به ویژه رژیم‌های که برای بار اول در مدل‌های قیمت‌گذاری خطی وارد می‌شوند و به‌دلیل شرطی بودن رژیم‌های غالب که به وضعیت نرمال (نرمال لگاریتمی) بر می‌گردند، اغلب می‌توانند به شکل عدد منتناهی[4] حل شوند. لذا بدین شکل پویایی‌های رژیم‌ها در یک مدل خطی می‌تواند ادغام شوند. ایده رژیم‌ها به شکل نزدیکی با مفهوم وضعیت خوب و بد یا وضعیت با ریسک کم در مقابل ریسک زیاد مرتبط است و نتایج شگفت انگیز و تا حدودی متناقض می‌تواند از مدل‌های متعادل قیمت‌گذاری دارایی با تعویض رژیم به دست آید. این در حالی است که مدل‌های قیمت‌گذاری خطی مرسوم مبتنی بر یک رابطه یکنواخت و مثبت بین ریسک و بازده می‌باشند.

1. Hamilton
2. Pagan and Sossounov
3. Time-Varying Correlations
4. Closed form

در مقابل، تغییرات بین رژیم‌های متمایز با نرخ‌های رشد متفاوت می‌تواند منجر به افزایشی، کاهشی، یکنواخت یا غیر یکنواخت شدن رابطه ریسک ـ بازده گردد، همان طور که باکس و گرگوری[۱] (۱۹۹۳) وایت لاو[۲] (۲۰۰۰) آنگ و لیو[۳] (۲۰۰۷) و راسی و تیمرمن[۴] (۲۰۱۱) نشان دادند. به عبارتی می‌توان گفت الگوی‌های غیر یکنواخت به‌دلیل رژیم‌های خوب و بد، رژیم‌های هویت یافته با رشد بالا و پایین در عوامل بنیادی و سطوح قیمتی دارایی پدیدار گشته‌اند و این رژیم‌ها ممکن است به‌ترتیب با عدم اطمینان بیشتر در خصوص چشم‌اندازه آینده (از وضعیت ثابت یا همان رژیم‌های نرمال که برای مدت طولانی‌تر محتمل هستند پابرجا باشند) مرتبط گردند. احتمال تعویض در میان رژیم‌ها، حتی اگر نسبتا به ندرت اتفاق بیفتد، خود شامل یک عدم اطمینان اضافی است که سرمایه‌گذاران می‌خواهند در برابر آن محافظت[۵] شوند (آنگ، ۲۰۱۱). فرانسس و دیجک[۶] (۲۰۰۰) در خصوص رویکرد مدل‌سازی سری‌های زمانی توسط مدل‌های غیرخطی تعویض رژیم، بیان می‌دارند که این رویکرد شامل تعریف وضعیت‌های متفاوت از رژیم‌ها و فراهم آوردن این احتمال است که متغیرهای اقتصادی و مالی، به رژیم حاکمی بستگی دارد که پویایی‌های رفتار خود را در هر نقطه از زمان نشان دهد. به‌طور کلی برای فرموله کردن ایده وجود رژیم‌های متفاوت دو نوع گروه مدل‌های آماری وجود دارد (اسلانیدیس[۷]، ۲۰۰۲):

- گروه اول مدل‌های محبوب مارکوف سویچینگ[۸] که فرض می‌کند تغییرات در رژیم نتیجه یک زنجیره مارکوف مشاهده نشده می‌باشد. در واقع این بدین معنی است که هیچ‌کس نمی‌تواند مطمئن باشد که یک رژیم مشخص در یک نقطه مشخص از زمان حاکم گردیده است.
- گروه دوم مدل‌های با رویکرد متفاوت که اجازه می‌دهد تعویض رژیم تابعی از مقادیر گذشته متغیر وابسته باشد، توسط تراسویرتا و اندرسون[۹] (۱۹۹۲)، گرانجر[۱۰] و تراسویرتا (۱۹۹۳) و تراسویرتا (۱۹۹۴) مطرح و توسعه یافت. این گروه از مدل‌های تک متغیره چرخه‌های کسب و کار مدل‌های رگرسیون انتقال ملایم نامیده گردید. این مدل‌ها می‌تواند به‌عنوان ترکیبی از مدل‌های خود رگرسیون آستانه‌ای خود محرک (SETAR)[۱۱] و مدل‌های خودرگرسیون نمایی[۱۲] (EAR) در نظر گرفته شود. مدل مارکوف سویچینگ یک تعویض رژیم تیز و کم تعداد است که همیشه دو رژیم را لحاظ می‌کند. این فرض در مقایسه با مدل‌های انتقال ملایم محدودیت شایان توجهی محسوب می‌شود.

1. Backus and Gregory
2. Whitelaw
3. Ang and Liu
4. Rossi and Timmermann
5. Hedge
6. Franses & Dijk
7. Aslanidis
8. Markov-switching models
9. Terasvirta & Anderson
10. Granger and Teräsvirta
11. Self-exciting threshold autoregressive
12. Exponential autoregressive

در این پژوهش رگرسیون غیرخطی انتقال ملایم از گروه دوم مدل‌های پرکاربرد تعویض رژیم به‌کار گرفته شده است که به‌دلیل ویژگی خاص خود در فراهم آوردن این امکان که روابط بین متغیرها برحسب شرایط حاکم دارای چندین نظام باشد، مورد توجه بسیاری از محققان قرارگرفته است. در این مدل رژیم حاکم توسط متغیر انتقال و فاصله آن با حد آستانه مشخص می‌شود. به عبارت دیگر، میزان اثرگذاری متغیرهای الگو بر یکدیگر، به وضعیت متغیر انتقال و میزان تفاوت آن از حد آستانه منوط است. به‌کاربستن این چنین مدلی روی بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران، امکان شناسایی رژیم‌ها و عامل تعویض رژیم رفتاری بازده را فراهم می‌نماید، همچنین علاوه بر این سرعت انتقال یا تعویض رژیم‌ها می‌تواند منعکس‌کننده سرعت فرایند انطباق سرمایه‌گذاران باشد، برای مثال با چه سرعتی سرمایه‌گذاران به اخبار مالی واکنش نشان می‌دهند، یک انتقال ملایم نشان دهنده انطباق‌پذیری پایدار و آهسته‌تر در حالی که یک انتقال تند (ناگهانی) از یک رژیم به رژیم دیگر نشانه‌ای از انطباق‌پذیری سریع‌تر و چابک‌تر به اخبار یا شوک‌های مالی است (فاهمی[1]، ۲۰۱۷).

مدل غیرخطی خود رگرسیون انتقال ملایم (STR) به شکل استاندارد زیر تعریف می‌شود؛

رابطه ۱) $$y_t = \beta' z_t + \theta'\, z_t G(s_t;\gamma.c) + \ \varepsilon_t . t = 1. \dots T$$

که در آن y_t متغیر وابسته، z_t بردار متغیرهای مستقل که نقش توضیحی آنها می‌تواند در میان دو رژیم بواسطه ضرایب β' متفاوت باشد، β' بردار ضرایب متغیرهای قسمت خطی مدل، θ' بردار ضرایب متغیرهای قسمت غیرخطی مدل، $G(s_t;\gamma.c)$ تابع انتقال تعیین‌کننده رژیم و محدود به عدد بین ۰ و ۱ خواهد بود، s_t ضریب متغیر انتقال، γ تعیین‌کننده شکل تابع انتقال، c مقدار آستانه متغیر انتقال می‌باشد.

شایان ذکر است مهمترین مرحله در مدل‌های خود رگرسیون انتقال ملایم تشخیص و تعیین متغیر انتقال (s_t) برای تابع انتقال (G) است، بدین علت که متغیر یا متغیرهای انتقال پویایی‌های متغیر وابسته (در این تحقیق بازده شاخص) را توضیح می‌دهند. عموماً تحقیقات صورت گرفته به علت رویکرد کاملا آماری از جزء خودرگرسیون متغیر وابسته (بازده شاخص) به‌عنوان متغیر انتقال استفاده نموده‌اند. در این پژوهش از مجموعه متغیرهای مستقل در نظر گرفته شده در مدل بهترین متغیر انتقال برای تابع انتقال که به شرح زیر است، انتخاب خواهد گردید.

رابطه ۲) $$G(s_t;\gamma.c) = \left(1 + \exp\{-\gamma \prod_{i=1}^{k}(s_t - c_i)\}\right)^{-1} \quad \gamma > 0$$

k ؛ تعداد دفعات تغییر رژیم؛ در صورت برابر بودن با عدد یک به معنی وجود دو رژیم است.

تابع انتقال در این مدل به‌عنوان یک تابع لاجیت تعریف گردیده است. سارانتیس (۲۰۰۱)، مک میلان (۲۰۰۱) و اسلانیدیس و همکاران (۲۰۰۳) استفاده از قالب لاجیبت در مقابل قالب نمایی برای این مدل را ترجیح داده‌اند، زیرا حالت

1. Fahmy

S شکل تابع لاجیت بیشتر به لحاظ بصری قابلیت شناسایی رژیم‌های رشدی و ریزشی یا رونق در برابر رکود را دارد، این در حالی است که در مقابل حالت U شکل تابع نمایی این قابلیت تشخیص را ندارد.

تابع انتقال که رژیم‌ها را تعیین می‌نماید، خودش تابع متغیر انتقال s_t است. سرعت انتقال در این تابع به‌وسیله γ تعیین می‌گردد. هنگامی که $\gamma \to \infty$ انتقال بیشتر و بیشتر ناگهانی و تند خواهد شد و تابع انتقال تبدیل به تابع پله‌ای (شبیه به متغیر مجازی محدود به مقدار صفر یا یک) و در واقع مدل STR به مدل TAR (مدل خود رگرسیون آستانه) تبدیل خواهد گردید. تابع انتقال با توجه به متغیر انتقال محدود به مقدار بین صفر و یک می‌باشد و پارامتر c مقدار آستانه متغیر می‌باشد که با توجه به موقعیت متغیر انتقال نسبت به آن، مقدار تابع انتقال تعیین می‌گردد. به‌طور مثال تابع انتقال در صورتی برابر $G(s_t;\gamma.c) = ۰/۵$ خواهد بود که $\gamma\ s_t$ = باشد. نکته مهم در خصوص این مدل‌ها عددی است که برای متغیر k انتخاب می‌شود و بر اساس آن رفتار تابع انتقال لاجیت تعیین می‌گردد. دو انتخاب متداول در ادبیات تعویض رژیم برای متغیر k در نظر گرفته می‌شود؛ $k = ۱$ و $k = ۲$. در مدل انتقال ملایم لاجیت با $k = ۱$ و به عبارتی (LSTR(۱)) بردار پارامترها به‌طور یکنواخت به‌صورت تابع s_t از β به $\beta + \theta$ تغییر می‌نمایند. این توانایی مدل LSTR(۱) را در مشخص و توصیف نمودن ویژگی‌ها پویا نشان می‌دهد که در یک رژیم بالا از آنچه در رژیم پایین است، متفاوت می‌باشد. مدل LSTR(۲) با $k = ۲$ نشان دهنده وجود سه رژیم می‌باشد، به‌گونه‌ای که دو رژیم بالا و پایین و یک رژیم میانی است. این نوع مدل برای شرایطی مناسب است که فرایند پویایی در مقادیر بالا و پایین متغیر انتقال، رفتاری مشابه داشته و فقط در مقادیر میانی رفتاری متفاوت از خود نشان دهد.

شایان ذکر است در بورس اوراق بهادار تهران با توجه به محدودیت حجم مبنا و دامنه نوسان قیمت (موانعی برای تغییر رژیم به‌صورت ناگهانی) از رگرسیون تغییر ملایم لاجیت[1] که مطابق نظر فاهمی (۲۰۱۷) می‌تواند یکی از مدل‌های مناسب به‌دلیل توانایی در توصیف فرایندهای حرکت از یک رژیم به سایر رژیم‌ها با انتقال ملایم باشد، استفاده گردیده است.

پیشینه تجربی پژوهش

عمده پژوهش‌های صورت گرفته بر روی بازده شاخص به‌منظور پیش‌بینی آن یا به عبارتی تبیین فرایند ایجاد بازدهی تحت نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ با در نظر گرفتن متغیرهای ارزش‌گذاری و اقتصادی بوده است. اگرچه عمده تحقیقات خلق بازده‌های دارایی‌ها را در فرایند خطی با ضرایب ثابت در نظر گرفته‌اند، اما اخیراً از روش‌های پیشرفته آماری بدین منظور استفاده گردیده است که مدل‌های تعویض رژیم یکی از آنها است.

بردین وهاید[2] (۲۰۰۵) با استفاده از رویکرد تغییر رژیم به بررسی رابطه بازده سهام و متغیرهای کلان اقتصادی (بازده نقدی، تغییر در نرخ بهره کوتاه مدت، نرخ تورم، تغییر نرخ ارز، رشد تولیدات صنعتی، تغییر نرخ نفت) در هشت کشور پرداختند. آنها با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم و بازده پرتفوی جهانی به‌عنوان متغیر انتقال مشترک برای

1. Logistic Smooth Transition Auto Regressive
2. Berdin and Hyde

هم بازارها نشان دادند که بازارهای سهام کانادا، فرانسه، آلمان، ایرلند، ژاپن، انگلستان و ایالات متحده از رژیم‌های چندگانه برخوردارند و متغیرهای نرخ بهره و تورم نقش تعیین‌کننده‌ای در بازدهی سهام دارند و همچنین بازده نقدی و قیمت نفت تنها بازده سهام را در رژیم‌های شناسایی شده در مدل‌های رژیم چندگانه تحت تأثیر قرار می‌دهد.

چانگ[1] (۲۰۰۹) به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ بهره، بازده نقدی، صرف ریسک) بر نوسان‌های بازده سهام (شامل میانگین شرطی، واریانس شرطی و احتمالات انتقال) در بازار سهام ایالات متحده امریکا در قالب دو نظام با ثبات و نظام پرنوسان پرداخته است. نتایج مطالعات او نشان داد که متغیرهای کلان از دو کانال متفاوت بر پویایی‌های بازده سهام اثر می‌گذارد و اندازه اثر آنها بر بازده و نوسان یکسان نیست. اثر سه متغیر کلان اقتصادی بر بازده در طی زمان از ثبات برخوردار نیست و قدرت پیش‌بینی آنها در رژیم نوسانی از رژیم ثابت بیشتر است.

نایفر و ال دوحایمن[2] (۲۰۱۳) با رویکرد تعویض رژیم و استفاده از مدل تغییر رژیم مارکوف به مطالعه اثر تغییرات و نوسان‌های قیمت نفت بر بازده بازار سهام کشورهای شورای همکاری خلیج فارس پرداختند. آنها دو رژیم بحرانی و غیر بحرانی تعریف نمودند و سپس به بررسی وجود رابطه غیرخطی بین قیمت نفت، نرخ بهره و تورم قبل و حین بحران پرداختند. آنها نشان دادند که بین بازده بازار سهام کشورهای شورای همکاری خلیج فارس و نوسان بازار نفت اوپک رابطه وجود دارد و همچنین ساختار وابستگی بین نرخ تورم و نفت خام نامتقارن و در بحران‌های مالی گرایش به سمت بالا دارد.

بالکیلار و همکاران[3] (۲۰۱۵) به بررسی رابطه نفت خام ایالات متحده آمریکا و قیمت‌ها در بازار سهام با استفاده از مدل تغییر مارکو پرداختند. آنها بر اساس ماتریس واریانس ـ کواریانس قیمت سهام و نفت دو نمونه رژیم با نوسان بالا و رژیم با نوسان پایین را تخمین زدند. آنها دریافتند که رژیم با نوسان بالا با فراوانی بیشتری قبل از رکود بزرگ و بعد از شوک نفتی ۱۹۷۳ بر بازار حاکم بوده است. رژیم با نوسان پایین با فراوانی بیشتری هنگامی که بازارهای نفت با سقوط بزرگ تحت کنترل شرکت‌های بین المللی بزرگ از انتهاء رکود بزرگ تا اویل شوک نفتی در سال ۱۹۷۳ مواجه می‌شدند، بر بازار حاکم بوده است.

بهلول و همکاران[4] (۲۰۱۷) به مطالعه تأثیر بازده شاخص مرسوم بازار سهام دوازده کشور توسعه یافته و در حال توسعه و متغیرهای متنوع کلان اقتصادی از جمله نرخ تورم، نرخ بهره کوتاه مدت، منحنی بازده و عرضه پول بر بازده‌های بازارهای سهام اسلامی با استفاده از مدل‌های رگرسیون تغییر ماکرو پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که شاخص سهام اسلامی از شاخص سهام مرسوم و سیاست پولی در دو رژیم نوسان بالا و نوسان پایین تأثیر می‌پذیرد و سایر متغیرهای کلان نقشی در توضیح بازده سهام اسلامی نداشته‌اند.

فاهمی (۲۰۱۷) برای آزمون تجربی فرضیه بازار انطباقی با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم، رژیم‌های چندگانه حاکم بر بازار سهام آمریکا را شناسایی نمود. ایشان با استفاده از نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری به‌عنوان

1. Chang
2. Naifar and Al dohaiman
3. Balcilar and et al
4. Bahloul et al

متغیر انتقال نشان دادند که بازدهی شاخص S&P500 در اغلب مواقع تحت رژیم‌های غیرکارای بالا و پایین و در بعضی از مواقع تحت رژیمی کاراست.

ماتیلاینن[1] (۲۰۲۰) با استفاده از مدل‌های تعویض رژیم مارکوف، رگرسیون انتقال ملایم به بررسی متغیر ـ زمان و رژیم محور بودن صرف ریسک سهام تحت عوامل شامل ارزش، مومنتوم، کیفیت و نوسان پایین در بازار سهام اروپا پرداختند. در تحقیق ایشان نتایج حاصل نشان می‌داد که عوامل ارزش، مومنتوم، کیفیت عملکرد بهتری در رژیم پایین و عامل نوسان پایین عملکرد بهتری در رژیم بالا دارد.

عمده تحقیقات داخل کشور روابط بین متغیرهای کلان با بازده سهام را به‌صورت خطی مورد بررسی قرار داده‌اند و رویکرد تعویض رژیم را در تحقیقات خود به‌کار نبسته‌اند. همچنین شایان ذکر است در عمده تحقیقات داخلی توجه‌ای جامع به تبیین و شناسایی رژیم‌های حاکم بر بازده شاخص بورس اوراق بهادار و نحوه تعویض آنها تحت متغیرهای بالقوه انتقال نگردیده است. در ادامه به بعضی تحقیقات داخلی صورت گرفته در حوزه تبیین بازدهی شاخص و رویکرد تعویض رژیم اشاره خواهد گردید.

عباسی و باقری (۱۳۹۰) به بررسی پیش‌بینی‌پذیری بازده شاخص با استفاده از مدل‌های غیرخطی آستانه‌ای و بررسی نقش حجم معاملات در بهبود عملکرد این مدل‌ها پرداختند. آنها دریافتند که قدرت پیش‌بینی‌پذیری مدل‌های غیرخطی خود توضیح رگرسیون انتقال ملایم لاجیستیک (LSTR) و مدل خود توضیح آستانه‌ای (TAR) از مدل ARMA بیشتر است و حجم معاملات به‌عنوان متغیر آستانه‌ای مناسب می‌تواند عملکرد این مدل‌های غیرخطی را بهبود بخشد.

راعی، محمدی و سارنج (۱۳۹۳) با استفاده از شاخص قیمت و بازده نقدی به بررسی انتقال‌های رژیمی در بازده و نوسان‌های بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. آنها در این پژوهش با استفاده از مدل گارچنمایی سوئیچینگ مارکوف با فرض توزیع t طی دورهٔ ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۰ آثار شوک‌های مثبت و منفی نفت خام و نوسان‌های قیمت طلا را بر تغییرات رژیمی بازار سهام بررسی کرده‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که متغیرهای برون‌زا شامل شوک‌های مثبت و منفی نفت خام و نیز نوسان‌های قیمت طلا هیچ اثر معناداری بر بازده سهام و نیز احتمال انتقال میان رژیمی نداشته و تنها بر نوسان‌های بازار سهام اثر معناداری داشته‌اند.

پدرام، موسوی و عباسی عقدا (۱۳۹۵) با به‌کارگیری مدل رگرسیون انتقال ملایم لاجستیک (LSTR) بروی نرخ بهره اقدام به شناسایی مقدار حد آستانه نرخ بهره حقیقی به‌صورت درونزا نمودند و سپس با تعریف متغیر مجازی یک و صفر برای مقدار بالاتر و پایین‌تر از مقدار آستانه به بررسی تأثیر نرخ بهره بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آنها دریافتند رابطه معکوس قیمت سهام و نرخ بهره تحت نظریه اقتصاد سنتی با عبور نرخ بهره از مقدار آستانه‌ای ۳درصد به‌صورت مثبت و مستقیم خواهد گردید.

1. Matilaninen

فدائی نژاد و فراهانی (۱۳۹۶) به تجزیه و تحلیل اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار پرداختند. آنها رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی شامل قیمت مصرف‌کننده، نرخ بهره بانکی، قیمت طلا، شاخص تولیدات صنعتی، قیمت نفت، تلاطم قیمت سهام، نرخ ارز و عرضه پول و بازده شاخص سهام را با استفاده از رگرسیون چندعاملی مورد بررسی قرار دادند و نشان دادند که تغییر نرخ رشد پول، تأثیر منفی بر بازده شاخص سهام داشته و شاخص تولید صنعتی، قیمت نفت، تلاطم قیمت سهام و سطح قیمت‌ها دارای تأثیر مثبت بر بازدهی شاخص داشته است.

عباسی نژاد، محمدی و ابراهیمی (۱۳۹۶) با استفاده از الگوی اقتصاد سنجی VARX-DCC-GARCH به بررسی پویایی‌های رابطه متغیرهای کلان و شاخص بازار سهام پرداختند. آنها نشان دادند که متغیرهای نرخ ارز، تورم و قیمت نفت هر سه اثر مثبت در بلندمدت بر شاخص سهام دارند و نرخ ارز اثر بیشتری دارد.

روش‌شناسی پژوهش

روش تحقیق

این تحقیق کاربردی و در زمره‌ی تحقیقات توصیفی تجربی و از نوع پس رویدادی است که از طریق تجزیه و تحلیل اطلاعات مشاهده شده انجام می‌گیرد. در این تحقیق جهت استنباط و آزمون فرضیه‌ها و پاسخ به سئوالات تحقیق، اطلاعات آماری مورد نظر از اسناد منتشره توسط دستگاه‌های تولیدکننده آمار و اطلاعات، شامل سایت‌های « مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و شرکت بورس و اوراق بهادار تهران » و همچنین « نرم‌افزار ره‌آورد نوین» جمع آوری و پردازش شده است.

متغیرهای پژوهش

متغیرهای در نظر گرفته شده در مدل این تحقیق با بررسی‌های صورت گرفته از مبانی نظری و تحقیقات تجربی انتخاب گردیده‌اند. شایان ذکر است متغیرهای توضیح کلان اقتصادی و مالی به شرح زیر با توجه به قابلیت تبیین کنندگی بازده شاخص از پتانسیل بودن متغیر انتقال یا به عبارتی عامل تغییر رژیم بازده بازار برخوردار می‌باشند، از این رو این متغیرها علاوه بر متغیر توضیحی در قسمت خطی و غیرخطی مدل، گزینه‌های بالقوه مناسبی برای متغیر انتقال می‌باشند که در مرحله دو فرایند مدل‌سازی این موضوع مورد بررسی قرار گرفته است. داده‌های مربوط به متغیرهای مدل به‌صورت فصلی محاسبه و با یک دوره تأخیر در مدل لحاظ خواهند گردید. شایان ذکر است که متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه ابتدا با استفاده از فیلتر X-۱۲ فصلی زدایی شده و سپس به‌منظور اینکه ضرایب به‌دست آمده در مدل رگرسیونی بامفهوم باشند از متغیرهایی که واحد پولی دارند یا متغیرهایی که به‌صورت واحد می‌باشند، لگاریتم در مقیاس ۱۰ گرفته شده است. متغیرهایی که به‌صورت نرخ رشد، نسبت یا درصد هستند، چون مقیاس کوچکی دارند، بدون تغییر در مدل رگرسیونی لحاظ گردیده‌اند.

جدول ۱. تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

متغیرها	نماد متغیر	تعریف عملیاتی
بازده شاخص	R	این متغیر بر اساس تغییرات در لگاریتم شاخص کل بورس و اوراق بهادار تهران محاسبه شده است (منبع: بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی، ۱۳۹۹).
تورم	INF	این متغیر بر اساس رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده محاسبه شده است (منبع: بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی، ۱۳۹۹).
نرخ بهره	R	این متغیر بر اساس میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی محاسبه شده است (منبع: مهدوی و همکاران، ۱۳۹۸؛ بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی، ۱۳۹۹).
تولید ناخالص داخلی	LGDP	این متغیر بر اساس لگاریتم ارزش کالا و خدمات نهائی تولید شده در داخل کشور در یک دوره مالی محاسبه شده است (منبع: بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی، ۱۳۹۹).
نرخ ارز	LECXH	این متغیر بر اساس ارزش یک واحد پول خارجی در مقابل پول داخلی محاسبه شده است و بر اساس نرخ ارز بازاری در نظر گرفته شده است (منبع: بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی، ۱۳۹۹).
درآمد نفتی	LOIL	این متغیر برابر با لگاریتم ارزش ریالی درآمدهای نفتی محاسبه شده است (منبع: بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی، ۱۳۹۹).
عرضه پول	LM1	این متغیر بر اساس لگاریتم مقدار اسکناس و مسکوکات در دست اشخاص و سپرده‌های دیداری محاسبه شده است (منبع: بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی، ۱۳۹۹).
نسبت قیمت به سود هرسهم	PE	نسبت قیمت به سود هر سهم از جمله نسبت‌های مالی است که برای ارزیابی قیمت سهام شرکت‌ها استفاده می‌شود. برای محاسبه آن قیمت جاری هر سهم به سود هر سهم شرکت تقسیم می‌گردد (منبع: نرم‌افزار ره‌آورد نوین، ۱۳۹۹).
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	PB	این نسبت برابر است با حاصل تقسیم ارزش بازار یک سهم به ارزش دفتری آن (منبع: نرم‌افزار ره‌آورد نوین، ۱۳۹۹).

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. دوره زمانی مورد بررسی مربوط به بازه زمانی ابتدای سال ۱۳۸۵ تا انتهای سال ۱۳۹۸ به مدت ۱۴ سال است. نمونه آماری پژوهش شامل آن دسته از شرکت‌های خواهد بود که شرایط زیر را داشته باشند؛

۱. سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفنده ماه باشد.
۲. در دوره مد نظر، سال مالی خود را تغییر نداده باشد.
۳. جزء شرکت‌های بیمه، بانک و واسطه‌گری‌های مالی نباشد.
۴. اطلاعات مالی مورد نیاز برای انجام این پژوهش را در دوره بررسی ارائه کرده باشند.
۵. در یک ماه پایانی سال نماد معاملاتی آنها با توقف و عدم معامله روبرو نبوده باشد.

با اعمال شرایط فوق الذکر تعداد نمونه نهایی برابر با تعداد ۱۰۷ شرکت گردید.

مدل پژوهش

جهت برآورد مدل پژوهش از چارچوب مدل‌سازی به‌کار گرفته شده توسط گرانجر و تراسویرتا (۱۹۹۳)، تراسویرتا (۱۹۹۴)، ایترهیم و تراسویرتا (۱۹۹۶) به شرح زیر استفاده گردیده است؛

مرحله اول؛ ابتدا آزمون‌های تشخیصی مانند ریشه واحد و هم انباشتگی بر اساس فراوانی داده‌های فصلی انجام شده است. سپس مدل خطی تحقیق برآورد می‌شود که ساختار این مدل به‌صورت زیر است.

رابطه ۳) $y_t = \beta' z_t + \varepsilon_t . t = 1. \dots T$

به‌طوری که y_t متغیر وابسته، z_t برداری از متغیرهای مستقل یا توضیحی، ε_t جملات اخلال مدل رگرسیونی و β' برداری از ضرایب مدل رگرسیونی است.

مرحله دوم؛ به بررسی رابطه غیرخطی بین متغیرها، تعیین متغیر انتقال یا گذار و نوع مدل غیرخطی مناسب پرداخته می‌شود. این مرحله ابتدا شامل آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها است که در آن فرضیه صفر برابر با خطی بودن و در برابر آن فرضیه غیرخطی بودن مدل STR است. بدین منظور از آزمون غیرخطی پیشنهاد شده توسط تراسویرتا (۱۹۹۴) و لوکاونئن و همکاران (۱۹۸۸) که مبتنی بر آزمون ضریب لاگرانژ (LM) با یک تابع تقریبی از توزیع F است، استفاده خواهد گردید. این آزمون مبتنی بر بسط سری تیلور از مدل STAR است.

رابطه ۴) $y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + \beta_2 z_t s_t + \beta_3 z_t s_t^2 + \beta_4 z_t s_t^3 + \varepsilon_t$

که در آن y_t متغیر وابسته (بازده شاخص)، z_t متغیرهای مستقل (عوامل مالی و کلان اقتصادی) و s_t شامل متغیر انتقال می‌باشد. از آزمون لاگرانژ برای آزمون فرضیه صفر H_0 برابر با $\beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ در مقابل سایر گزینه استفاده خواهد گردید. پذیرش فرضیه H_0 خطی بودن سری y_t را نشان می‌دهد.

پس از رد فرضیه H_0 مبنی بر غیرخطی بودن روابط بین متغیرها، به انتخاب نوع مدل مناسب غیرخطی با استفاده از سه آزمون ضرایب با فروض صفر به شرح زیر پرداخته می‌شود. همان طور که بیان گردید این آزمون‌ها دارای توزیع F می‌باشند.

$H_{02}: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0.$

$H_{03}: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0.$

$H_{03}: \beta_2 = \beta_3 0$

آماره آزمون‌های فوق به‌ترتیب تحت عنوان F2، F3 وF4 نام خواهند گرفت. به‌طور مثال اگر برای متغیر گذار (s_t) انتخاب شده، فرض H_{04} یا H_{02} رد شود مدل LSTR(1) مبنی بر وجود دو رژیم و اگر فرض H_{03} رد شود مدل LSTR(2) مبنی بر وجود سه رژیم به‌عنوان مدل غیرخطی بهینه انتخاب خواهد گردید. شایان ذکر است در این میان جهت انتخاب متغیر انتقال مناسب از میان متغیرهای بالقوه (متغیرهای توضیح)، متغیری انتخاب می‌شود که به ازای آن آماره F قدرت بیشتری (P-value کمتری) در رد فرضیه صفر H_0 آزمون‌های فوق را داشته باشد.

مرحله سوم؛ در نهایت پس از انتخاب نوع مدل غیرخطی STR و همچنین متغیر انتقال، مدل ریاضی مطرح شده به شرح زیر با استفاده از روش حداکثر درست نمایی تخمین زده خواهد شد.

رابطه ۵)

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 LGDP_t + \beta_2 LECXH_t + \beta_3 LOIL_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 R_t + \beta_6 LM1_t + \beta_7 PB_t + \beta_8 PE_t + (\theta_0 + \theta_1 LGDP_t + \theta_2 LECXH_t + \theta_3 LOIL_t + \theta_4 INF_t + \theta_5 R_t + \theta_6 LM1_t + \theta_7 PB_t + \theta_8 PE_t)\ (1+\exp\{C * (S_t - \gamma)\})^{-1}$$

برای به‌دست آوردن تخمین زننده حداکثر درستنمایی از الگوریتم حل مسائل بهینه‌سازی غیرخطی نیوتن–رافسون استفاده خواهد گردید. متغیرهای این معادله نیز به‌ترتیب R_t بازدهی شاخص، LGDP لگاریتم تولید ناخالص داخلی، LECXH لگاریتم نرخ ارز، LOIL لگاریتم درآمدهای نفتی، INF نرخ تورم، LM1 شاخص سیاست پولی، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری PB و نسبت قیمت به سود هر سهم PE می‌باشد.

یافته‌های پژوهش

آزمون‌های مورد نظر برای تبیین مدل تعویض رژیم بازده شاخص بورس و اوراق بهادار تهران با استفاده از نرم‌افزارهای Stata، Ox-Metrics، Eviews صورت گرفته است و شایان ذکر است که قبل از بررسی مشاهدات با استفاده از فیلترهای اقتصادی، متغیرها فصلی زدایی شده‌اند.

آزمون ریشه واحد متغیرها

از آنجایی که داده‌های مورد استفاده در این مطالعه با فراوانی فصلی است از آزمون HEGY [۱] برای بررسی ریشه واحد بین متغیرها استفاده شده‌است. قیسلز و پرون [۲] (۱۹۹۳) و قیسلز و همکاران [۳] (۱۹۹۴) نشان دادند که این آزمون در تعیین ریشه واحد که به رگرسیون کاذب منجر شود، بسیار مفید و کارا است. هنگام استفاده از این آزمون ابتدا بر اساس آماره شوارتز وقفه بهینه p تعیین می‌گردد، سپس با استفاده از آزمون خودهم‌بستگی LM وجود خودهم‌بستگی سریالی فصلی، در اجزای اخلال معادله برآورد شده مورد سنجش قرار می‌گیرد و اگر آماره آزمون از لحاظ آماری معنادار نباشد، یک عدد از تعداد وقفه‌ها کاسته و دوباره معادله برآورد می‌گردد. این عمل تا جایی تکرار می‌شود که آماره آزمون معنادار گردد. جدول ۲ بیانگر آزمون ریشه واحد فصلی صورت گرفته در مورد متغیرهای تحقیق مورد استفاده است. برای انجام آزمون ریشه واحد فصلی از نرم‌افزار Eviews استفاده گردیده است.

بر اساس نتایج به‌دست آمده از جدول ۲، می‌توان بیان کرد که متغیرهای نسبت قیمت به درآمد، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری، نرخ بهره، قیمت نفت و نرخ تورم، به‌دلیل اینکه مقدار آماره P_{11} از مقدار بحرانی بزرگ‌تر است، دارای ریشه واحد نیستند؛ اما سایر متغیرهای تحقیق در سطح دارای ریشه واحد هستند. از آنجایی که برخی از متغیرها انباشته از

1. Hylleberg, Engle, Granger and Yoo [HEGY] (1990)
2. Ghysels and Perron
3. Ghysels and et al

یک مرتبه هستند، این امر به قابلیت آزمون هم انباشتگی فصلی با نوسان‌ها متفاوت منجر می‌شود. نتایج حاصل از هم‌انباشتگی فصلی در جدول ۳ آمده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیرهای پژوهش

فراوانی آزمون / متغیرها	O	π	$\pi/2$	$2\pi/3$	$\pi/3$	$5\pi/6$	$\pi/6$
	P_{11}	P_{12}	P_{13}	P_{14}	F_{34}	F_{234}	F_{1234}
لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی	-۱/۱۸	-۱/۱۲	-۱/۴۷	-۱/۶۵	۲/۰۱	۲/۲۰	۳/۲۰
نرخ تورم	-۳/۶۵	-۴/۰۶	-۴/۲۰	-۲/۳۴	۵/۳۵	۷/۴۳	۵/۸۹
لگاریتم نرخ ارز	-۱/۱۴	-۱/۳۹	-۱/۲۷	-۰/۹۶	۱/۶۱	۱/۲۲	۲/۴۹
لگاریتم قیمت نفت	-۴/۲۳	-۵/۷۶	-۴/۵۲	-۱/۵۳	۳/۶۸	۴/۴۴	۴/۱۲
بازده شاخص کل	-۲/۱۶	-۲/۴۳	-۲/۱۹	-۱/۶۶	۲/۱۰	۲/۳۸	۲/۹۸
نرخ بهره	-۳/۶۷	-۳/۸۷	-۳/۹۲	-۲/۳۹	۳/۴۸	۴/۰۹	۴/۱۸
لگاریتم حجم پول	-۲/۱۱	-۲/۱۰	-۱/۷۳	-۱/۶۳	۱/۲۹	۲/۱۹	۲/۳۵
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	-۳/۰۶	-۳/۹۵	-۳/۵۴	-۲/۳۴	۳/۴۰	۵/۹۸	۵/۲۸
نسبت قیمت به درآمد	-۳/۸۷	-۴/۱۰	-۳/۹۹	-۲/۶۳	۳/۸۵	۶/۱۰	۵/۲۲
مقادیر بحرانی سطح ۵٪		-۲/۶۵		$F_{k,k+1}$ = ۵/۷۰			

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون هم انباشتگی فصلی

Regressand	Regressors	t_φ	t_{λ_1}	t_{λ_2}	$F: \lambda_1 \cap \lambda_2$	LM(4)
$Z_1(y_t)$	$Z_1(x_t)$	-۳/۹۲	-۳/۲۶	–	–	۱۱/۱۸
	$Z_1(x_t)$	-۴/۲۳	–	-۳.۱۱	۳/۵۸	۱۰/۸۷

مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد $F: \lambda_1 \cap \lambda_2 = 6.67$ $t_{\lambda_2} = -2.17$ $t_{\lambda_1} = -3.34$. $t_\varphi = -3.25$ است. فرض صفر مربوط به وجود ریشه واحد رد شده و از طرفی وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرها تأیید می‌گردد.

مدل‌سازی

مهم‌ترین مرحله مدل‌سازی انتخاب متغیر انتقال از میان مجموعه متغیرهای گذار یا انتقال بالقوه می‌باشد، زیرا این امکان نیز وجود دارد که تئوری‌ها به محدود کردن برخی متغیرها (حذف برخی از متغیرها) و یا به معرفی برخی متغیرهای جدید بپردازند. پس از تعریف متغیر گذار، آزمون بدین شکل انجام می‌شود که هر بار یکی از متغیرهای موجود در بردار s تابع

انتقال به‌عنوان متغیر گذار استفاده می‌شود. اگر فرض صفر مبنی بر خطی بودن برای بیشتر از یک متغیر گذار رد شد، همان طور که قبلاً بیان گردید متغیری انتخاب می‌شود که مقدار P – Value آزمون برای آن حداقل باش، زیرا فرض صفر خطی بودن را نسبت به سایر متغیرهای گذار با قدرت بیشتری رد می کند. در این تحقیق پس از تخمین مدل با متغیرهای گذار مختلف (نرخ ارز، نرخ تورم و ...) متغیر نرخ ارز به‌عنوان متغیرگذار انتخاب شد، زیرا نتایج تخمین برای آن رضایت‌بخش‌تر از سایر متغیرها بود. پس از انتخاب متغیر گذار، گام بعدی برای تخمین مدل غیرخطی انتخاب نوع مدل است که باید در بین مدل‌های STR مختلف برای تصریح مدل یکی را انتخاب و استفاده نمود. همان طور که گفته شد نوع تابع به دو صورت LSTR1 و LSTR2 است.

نتایج حاصل از انجام آزمون در این خصوص در جدول ۴ خلاصه شده است. شایان ذکر است که مقادیر ارائه شده در جدول ۴ سطح عدم اطمینان آمارهF(Prob F) را نشان می‌دهد. بر این اساس ستون اول نشان دهنده سطح عدم اطمینان در رد فرضیه خطی بودن و ستون بعدی به‌ترتیب مربوط به سطح اطمینان رد فرضیات H_{02}، H_{03} و H_{04} است.

جدول ٤. نتایج آزمون‌های خطی بودن، تعیین متغیر انتقال و فرم تابعی مناسب

متغیر انتقال	سطح معنی‌داری				فرم تابعی پیشنهادی
	فرضیه H_0	فرضیه H_{02}	فرضیه H_{03}	فرضیه H_{04}	
قیمت نفت	۰/۵۳۲۴۲	۰/۸۷۹۸۶	۰/۳۲۱۴۳	۰/۰۴۲۳۱	Linear
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۰۰۶۰۴	۰/۲۳۲۱۵	۰/۰۰۶۵۳	۰/۰۷۲۱۸	LSTR2
نرخ تورم	۰/۰۱۱۹۶	۰/۰۳۹۱۰	۰/۰۷۱۹۷	۰/۱۵۵۱۰	LSTR1
نرخ ارز	۰/۰۱۱۲۲	۰/۰۲۱۱۹	۰/۰۶۸۶۵	۰/۰۲۶۳۱	LSTR1
نسبت قیمت به درآمد	۰/۰۲۱۵۳	۰/۲۲۴۰۵	۰/۵۱۸۴۶	۰/۰۰۱۸۵	LSTR2

بر اساس نتایج ستون اول فرضیه H_0 مبنی بر خطی بودن مدل با در نظر گرفتن نرخ ارز به‌عنوان متغیر انتقال در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. همچنین مقدار P-value در این آزمون برای متغیر نرخ ارز کمتر از دیگر متغیرها است. بنابراین متغیر نرخ ارز به‌عنوان متغیر انتقال مناسب انتخاب می‌شود. نتایج حاصل از سه ستون دیگر حاکی از رد فرضیات H_{02}، H_{03} و H_{04} با در نظر گرفتن نرخ ارز به‌عنوان متغیر انتقال است. بر این اساس فرم تابعی مناسب پیشنهاد شده برای تابع انتقال به‌صورت LSTR1 است. تایید این فرم تابعی برای تابع انتقال نشان دهنده وجود یک حد آستانه است. بنابراین رابطه بین متغیرها حول یک سطح از نرخ ارز که همان نقطه حد آستانه است، دچار تغییر رژیم شده و این تغییر رژیم به‌صورت ملایم تحت تابع انتقال اتفاق می‌افتد.

با توجه به انتخاب نوع مدل LSTR1 مبنی بر وجود دو رژیم حاکم بر بازده شاخص تحت متغیر گذار نرخ ارز، نتایج نهایی حاصل از تخمین این مدل غیرخطی در در جدول ۵ به‌شرح زیر نمایش داده شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل (متغیر وابسته: بازده شاخص کل)

بخش خطی مدل	
	ضرایب معناداری
عرض از مبدأ	۰/۶۵ (۰/۰۱)
لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی	۰/۱۷ (۰/۰۳)
نرخ تورم	-۰/۳۲ (۰/۰۰)
لگاریتم نرخ ارز	۰/۱۹ (۰/۰۰)
لگاریتم قیمت نفت	۰/۲۶ (۰/۰۰)
نرخ بهره	-۰/۰۱۸ (۰/۰۳)
لگاریتم حجم پول	۰/۲۷ (۰/۰۱)
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۰۱۷ (۰/۰۰)
نسبت قیمت به درآمد	۰/۰۱۵ (۰/۰۴)
بخش غیرخطی مدل	
عرض از مبدأ	۰ /۰۲۲ (۰/۰۴)
لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی	۰/۱۱ (۰/۰۰)
نرخ تورم	-۰/۱۸ (۰/۰۰)
لگاریتم نرخ ارز	۰/۲۱ (۰/۰۳)
لگاریتم قیمت نفت	۰/۱۵ (۰/۰۲)
نرخ بهره	-۰/۰۱۴ (۰/۰۱)
لگاریتم حجم پول	۰/۲۱ (۰/۰۳)
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری	۰/۰۱۶ (۰/۰۲)
نسبت قیمت به درآمد	۰/۰۱۹ (۰/۰۰)
ضریب گاما	۳/۲۰
ضریب C	۰/۵۴

نتایج

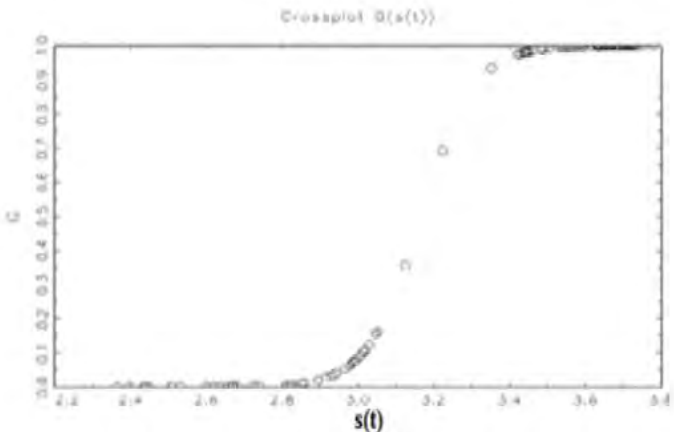
توجه به اینکه تمامی متغیرهای تحقیق در سطح خطای پنج درصد، اختلاف معناداری از صفر دارند، نتیجه بیانگر تأثیرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی و مالی بر بازدهی شاخص است. نتایج به‌دست آمده از آزمون‌های تشخیصی مدل بیانگر عدم وجود خودهم‌بستگی و مشکل واریانس ناهمسانی در جملات اخلال مدل بوده است. همچنین همان طور که اشاره شد، مدل غیرخطی دارای دو رژیم حدی LG (متناظر با مقادیر پایین رشد نرخ ارز) و HG (متناظر با مقادیر بالای رشد نرخ ارز) است.

در مدل برآورد شده مشاهده می‌شود متغیر تولید ناخالص داخلی در بخش خطی و غیرخطی مدل اثرات مثبت و معناداری بر بازدهی داشته است که این حاکی از تأثیر بهبود شرایط تولید اقتصادی بر بازدهی شاخص می‌باشد. در

خصوص ارتباط تورم با بازدهی سهام هر چند مطالعات بسیاری صورت گرفته است اما نتایج حاکی از این می‌باشد که اثر تورم بر بازدهی سهام، متفاوت است. به‌طوریکه در برخی از مطالعات رابطه تورم و بازدهی سهام، منفی به‌دست آمده است و برخی دیگر این هم‌بستگی را مثبت ارزیابی کرده‌اند. در این پژوهش مطابق با مطالعات (جعفری‌صمیمی و یحیی‌زاده‌فر، ۱۳۸۰؛ وزیری، ۱۳۸۵؛ پاشایی فام و امیدی‌پور، ۱۳۸۸) رابطه نرخ تورم با بازدهی سهام در هر دو بخش خطی و غیرخطی مدل منفی و معنی‌دار بوده است. تورم از طریق اثرگذاری بر نرخ تنزیل می‌تواند بر قیمت سهام تأثیر بگذارد، زیرا قیمت سهام با ارزش فعلی جریان‌های نقدی آینده سهام محاسبه می‌شود و افزایش تورم باعث افزایش نرخ تنزیل و به دنبال آن کاهش ارزش فعلی جریان‌های آینده سهام می‌گردد. ضریب متغیر نرخ ارز نیز به‌عنوان یکی از متغیرهای کلان اقتصادی در بخش خطی و غیرخطی مثبت بوده است که دلیل آن اختصاص یافتن بخش عمده‌ای از ارزش بازار سهام به شرکت‌های صادرات محور می‌باشد. درآمد این شرکت‌ها با کاهش ارزش ریال در مقابل دلار بالا می‌رود و این جریان نقدی مثبت، افزایش قیمت سهام این شرکت‌ها را در پی خواهد داشت. در خصوص تأثیرگذاری نرخ ارز، نتایج این پژوهش مطابق با مطالعه یحیی‌زاده‌فر و لاریمی (۱۳۹۱) و مغایر با مطالعه فدائی نژاد و فراهانی (۱۳۹۶) مبنی عدم ارتباط بین نرخ ارز و بازدهی سهام می‌باشد.

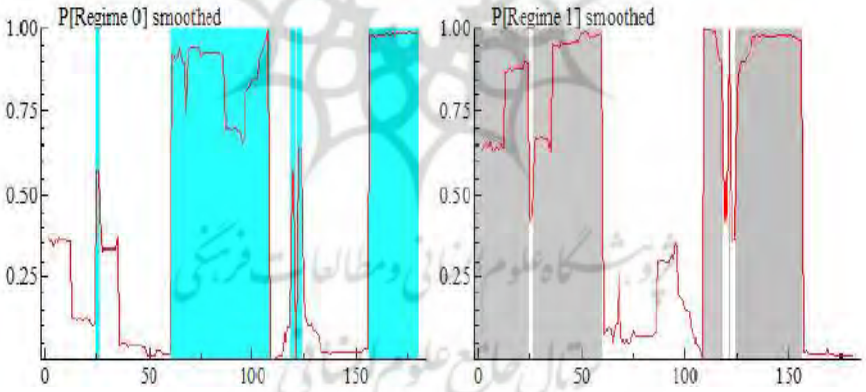
متغیرهای حجم پول و نرخ بهره به‌عنوان شاخص‌های سیاست پولی در مدل برآورد شده این پژوهش به‌ترتیب اثرات مثبت و منفی بر بازدهی سهام داشته است که مطابق با نتیجه تحقیق عباسیان و مرادپور اولادی و عباسیان (۱۳۸۷) سجادی و فرازمند (۱۳۸۹) می‌باشد. افزایش در عرضه پول منجر به افزایش در نقدینگی و نهایتاً منتج به حرکت رو به بالای قیمت های سهام می گردد. استدلال مرسوم درخصوص رابطه بین نرخ بهره و قیمت سهام این است که نرخ بهره به‌عنوان یکی از عناصر اصلی تشکیل دهنده بازده مورد انتظار نقش مهمی در تنزیل عایدات و به تبع آن در قیمت سهام ایفاء می‌کند و افزایش آن در غالب افزایش هزینه فرصت نگهداری پول منجر به کاهش قیمت سهام می‌شود. تأثیر متغیر درآمدهای نفتی بر بازدهی سهام مطابق نتایج پژوهش در دو رژیم مثبت می‌باشد. شایان ذکر است ایران یکی از صادرکنندگان نفت به شمار می‌رود لذا قیمت نفت نقش مهمی در اقتصاد کشور ایفا می‌کند. برای کشورهای صادرکننده نفت هرگونه افزایش در قیمت نفت منجر به افزایش درآمد دولت و سود شرکت‌های وابسته به نفت می‌شود، که این خود می‌تواند منجر به افزایش شاخص کل بازار سهام و افزایش بازده گردد. نتیجه فوق مطابق با مطالعه فدائی نژاد و فراهانی (۱۳۹۶) می‌باشد. متغیرهای مالی نسبت قیمت به درآمد و نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری در تبیین کنندگی بازده شاخص تأثیر مثبت داشته‌اند که این مطابق با تحقیقات تجربی متعدد صورت گرفته در این خصوص می‌باشد.

نکته مهم در مدل LSTR برآورد شده پژوهش فوق این است که شدت اثرگذاری این متغیرهای توضیح بر بازدهی شاخص صرف نظر از مثبت یا منفی بودن نوع رابطه، به شکل غیرخطی تحت سطوح متفاوت نرخ ارز (به‌عنوان متغیر انتقال) متفاوت و نامتقارن است. رفتار بازدهی شاخص تحت دو رژیم بالا و پایین ارزی شکل می‌گیرد. سرعت انتقال بین این دو رژیم ارزی با رشد بالا و پایین با پارامتر گذار تخمین زده شده(g_{it}) معادل ۳/۲۰ تعیین می‌گردد.



شکل ۱. تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم

شکل ۱ تابع انتقال حاکی از نحوه اثرگذاری نرخ ارز بر رابطه بین بازده شاخص بـا متغیرهـای تبیـین‌کننـده آن، بـر حسب مقادیر متغیر انتقال می‌باشد. بر اساس این نمودار رشد فصلی نرخ ارز بیشتر از حد آستانه‌ای ۳/۲۰ منجر به تعویض رژیم (انتقال از رژیم نوع اول به رژیم نوع دوم) می‌گردد.



شکل ۲. روند رژیم‌های هموار حاکم بر بازار

در مدل فوق با توجه به تعداد مشاهدات و تجزیه آن به دوران مختلف با توجه به متغیر گذار انتخاب شـده، ۸۰ دوره در رژیم اول (نوسان‌های پایین) و ۱۰۰ دوره زمانی در رژیم دوم (نوسان‌های بالا) طبقه‌بنـدی مـی‌شـوند. احتمـال طبقـه بندی مشاهدات در رژیم اول ۴۳/۱۳ درصد و در رژیم دوم ۵۵/۸۷ درصد است، یعنی با احتمال ۴۳/۱۳ درصـد مـی‌تـوان نتیجه گرفت که تعداد ۸۰ مشاهده در رژیم اول طبقه بندی شده و با احتمال ۵۵/۸۷درصد تعـداد ۱۰۰ مشـاهده در رژیـم دوم طبقه‌بندی می‌شوند. علاوه بر این می‌توان نتیجـه گرفـت کـه میـانگین مانـدن در رژیـم اول حـدود ۱۵/۸۰ دوره و میانگین ماندن در رژیم دوم حدود ۲۰ دوره است. احتمال ماندن در دو رژیم سالانه برای مدل مطابق شکل ۲ با اسـتفاده

از روش مرحله پیش‌بینی پیش رو[1] به دست آمده است. همان طور که در این شکل نشان داده شده است، رژیم دوم نسبت به رژیم اول پایدارتر است و به عبارتی بهتر دوره‌های با نوسان‌های بالا بیش از دوره‌های با نوسان‌های پایین است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

استفاده از مدل‌های غیرخطی باعث بهبودی قابل توجه در فرایند مدل‌سازی رفتار متغیرها در حیطه اقتصاد و مالی شده است. اگرچه که تخمین‌های خطی از پدیده‌های اقتصادی و مالی که رفتار غیرخطی از خود نشان می‌دهند آسان‌تر است، اما در بسیاری از موارد تصریح خطی از چنین متغیرهایی می‌تواند نتایج غلطی به بار آورد. بر این اساس در دهه‌های اخیر علاقمندی به استفاده از رویکرد تعویض رژیم برای مدل‌سازی غیرخطی در حوزه مالی افزایش یافته است.

لذا با این رویکرد در این پژوهش از مدل غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم لاجیت (LSTR) و داده‌های فصلی مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی و مالی برای سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۸ به‌منظور تبیین مدل تعویض رژیم بازده شاخص بورس اوراق بهادار تهران، استفاده گردید. نتایج به‌دست آمده از این مطالعه بیانگر این است که بازدهی شاخص بورس اوراق بهادار تهران نه تنها به‌صورت غیرخطی در غالب دو رژیم متفاوت از یکدیگر شکل می‌گیرد بلکه تحت تأثیر متغیر انتقال (رشد نرخ ارز) تعویض رژیم یا به عبارتی تغییر رفتار می‌دهد. در واقع می‌توان بیان داشت بر خلاف عموم تحقیقات صورت گرفته از جمله فدائی نژاد و فراهانی (۱۳۹۶) که فرایند خلق بازدهی شاخص را به شکل خطی و متقارن تبیین نموده‌اند، رابطه بازده شاخص با عوامل تبیین‌کننده خود از جمله متغیرهای کلان اقتصادی و مالی مطابق پژوهش فوق غیرخطی و تحت دو رژیم (رژیم اول رشد پایین نرخ ارز و رژیم دوم رشد بالای نرخ ارز) حاکم بر بازدهی شاخص متفاوت و نامتقارن است.

مطابق نتایج به‌دست آمده، ضریب اثرگذاری همه متغیرهای کلان اقتصادی به جزء نرخ ارز در رژیم دوم نسبت به رژیم اول کاهش یافته است و در خصوص متغیرهای مالی ضریب اثرگذاری نسبت قیمت به درآمد در رژیم دوم نسبت به رژیم اول افزایش یافته است. در رژیم اول متغیرهای حجم پول، قیمت نفت و تورم از میان متغیرهای کلان اقتصادی و متغیر نسبت قیمت به درآمد به‌عنوان متغیر مالی به‌ترتیب بیشترین ضریب را در توضیح فرایند ایجاد بازدهی شاخص داشته‌اند، این در حالی است که در رژیم دوم متغیرهای نرخ ارز، حجم پول، نسبت قیمت به درآمد و تورم به‌ترتیب بیشترین ضریب توضیح دهندگی بازدهی شاخص را داشته‌اند.

نتایج این پژوهش از منظر وجود رژیم‌های چندگانه حاکم بر بازدهی شاخص (صرف نظر از نوع رژیم‌های شناسایی شده و متغیر انتقال) همگام با سایر تحقیقات خارجی صورت گرفته از جمله بردین وهاید (۲۰۰۵)، چانگ (۲۰۰۹)، نایفر و ال‌دوحایمن (۲۰۱۳)، بهلول و همکاران (۲۰۱۷) و فاهمی (۲۰۱۷) می‌باشد. در خصوص تحقیقات داخلی صورت گرفته با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم می‌بایست بیان داشت که تنها رابطه متغیر انتقال از پیش تعیین شده توسط محقق

1. Forward forecasting

با بازدهی شاخص مورد ارزیابی قرار گرفته است که در این خصوص می‌توان به بررسی رابطه حجم معاملات (عباسی و باقری، ۱۳۹۰) و نرخ بهره (و پدرام) با بازدهی شاخص اشاره نمود. لذا وجه تمایز این پژوهش، در تبیین مدل تعویض رژیم بازده شاخص با طیف گسترده‌تری از متغیرهای توضیح اقتصادی و مالی و در نهایت شناسایی متغیر انتقال برون‌زاه (نرخ ارز) با استفاده از آزمون مربوطه از میان متغیرهای بالقوه می‌باشد.

بر حسب نتایج و یافته‌های حاصل از این پژوهش، به سرمایه‌گذاران نهادی و حقیقی فعال در بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود نوع رژیم‌های حاکم بر بازار سرمایه و وضعیت عامل تعویض رژیم (نرخ ارز) را به هنگام انتخاب پرتفوی بهینه در نظر گیرند، زیرا مطابق نتایج این تحقیق با رشد فصلی بیش از ۳.۲ درصد نرخ ارز، رژیم حاکم بر بازار تعویض می‌گردد و به طبع آن تأثیرگذاری عوامل اقتصادی و مالی در خلق بازدهی و نوع پرتفوی بهینه تحت رژیم حاکم بالا نسبت به رژیم پایین تغییر می‌کند. در رژیم ارزی بالا شدت اثرگذاری متغیرهای از جمله نرخ ارز و نسبت قیمت به درآمد نسبت به سایر متغیرهای تبیین‌کننده بازده سهام بالاتر می‌رود. از سوی دیگر احتمال تعویض در میان رژیم‌ها، حتی اگر نسبتاً به ندرت اتفاق بیفتد، خود شامل یک عدم اطمینان اضافی است که سرمایه‌گذاران می‌توانند با رصد کردن تغییرات نرخ ارز در برابر آن محافظت شوند.

برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود از آنجایی که تعویض میان رژیم‌های متمایز (هویت یافته با نرخ‌های رشد متفاوت از عوامل بنیادی) می‌تواند منجر به افزایشی، کاهشی، یکنواخت یا غیر یکنواخت شدن رابطه ریسک ـ بازدهی گردد، همان طور که باکس و گرگوری (۱۹۹۳)، وایت لاو (۲۰۰۰)، آنگ و لیو (۲۰۰۷) و راسی و تیمرمن (۲۰۱۱) نشان دادند، از رویکرد تعویض رژیم برای تبیین ریسک و تعیین پرتفوی بهینه استفاده گردد. همچنین پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی از سایر مدل‌های تعویض رژیم از جمله مدل مارکوف برای تبیین مدل تعویض رژیم بازده شاخص استفاده گردد.

منابع

پاشایی‌فام، رامین و امیدی‌پور، رضا (۱۳۸۸). بررسی تأثیر نرخ تورم بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۷(۵۰)، ۹۳-۱۱۳.

پدارم، مهدی؛ موسوی، میرحسین و عباسی عقدا، سحر (۱۳۹۵). اثرات نامتقارن نرخ بهره بر شاخص قیمت سهام ایران. *فصلنامه مطالعات مدیریت و حسابداری*، ۲(۴)، ۱۶۲- ۱۷۱.

راعی، رضا؛ محمدی، شاپور و سارنج، علیرضا (۱۳۹۳). پویایی‌های بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل گارچ‌نمایی در میانگین سوئیچینگ مارکوف. *تحقیقات مالی*، ۱۶(۱)، ۹۸-۷۷.

سجادی، سیدحسین؛ فرازمند، حسن و علی صوفی، هاشم (۱۳۸۹). بررسی رابطه متغیّرهای کلان اقتصادی و شاخص بازده نقدی سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۱(۱۰)، ۱۲۳ – ۱۵۰.

عباسی نژاد، حسین؛ محمدی، شاپور و ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۶). پویایی‌های رابطه متغیرهای کلان و شاخص بازار سهام. *فصلنامه مدیریت دارایی و تأمین مالی*، (۱۶)، ۶۱-۸۲.

عباسی، ابراهیم و باقری، سحر (۱۳۹۰). پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از مدل‌های غیرخطی آستانه‌ای و بررسی نقش حجم معاملات در بهبود عملکرد این مدل‌ها. *تحقیقات مالی*، ۱۳(۳۲)، ۹۱- ۱۰۸.

عباسیان، عزت‌اله؛ مرادپور اولادی، مهدی، عباسیون، وحید (۱۳۸۷). اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه* پژوهش‌های *اقتصادی ایران*، (۳۶)، ۱۳۵- ۱۵۲.

فدائی نژاد، اسماعیل و فراهانی، رضا (۱۳۹۶)، اثرات متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه اقتصاد مالی*، (۳۹)، ۱-۲۶.

یحیی‌زاده‌فر، محمود؛ لاریمی، جعفر و فرامرزی، رکسانا (۱۳۹۱). بررسی تأثیر تکانه‌های قیمتی و درآمدی نفت بر بازده واقعی سهام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه مطالعات حسابداری و حسابرسی*، ۱(۲)، ۴۴-۶۳.

یحیی‌زاده‌فر، محمود؛ جعفری‌صمیمی، احمد (۱۳۸۰). بررسی رابطه تورم و بازده سهام در ایران، تحلیل نظری و مروری بر ادبیات. *فصلنامه علوم انسانی دانشگاه الزهرا* (س)، ۳۸، ۱۵۸-۱۱۵.

یزدانیان، نرگس؛ حاجی اکبری، علی (۱۳۹۸). بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر سطوح چولگی و کشیدگی بازده پرتفوی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه چشم انداز مدیریت مالی*، ۹ (۲۵)، ۱۲۱-۱۴۶.

References

Abbasi, E & Bagheri, S. (2012). Forecasting of Stock Returns with Non linear Models and the role of Trading Volume in Improving the Performance of These Models. *Financial Research Journal*, 13(32), 91-108. (*in Persian*)

Abbasinejad, H., Mohammadi, S. & Ebrahimi, S. (2017). Dynamics of the Relation between Macroeconomic Variables and Stock Market Index. *Journal of Asset Management and Financing*, 5(1), 61-82. (*in Persian*)

Ang, A. & G., Bekaert, (2002b). Regime Switches in Interest Rates. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 163-182.

Ang, A. & J. Chen, (2002). Asymmetric Correlations of Equity Portfolios. *Journal of Financial Economics*, 63, 443-494.

Ang, A. & Timmermann, A. (2011). Regime Changes and Financial Markets, *Annual Review of Financial Economics*, 4(1), 313-337.

Aslanidis, N. (2002). Smooth Transition Regression Models in UK Stock Returns. *Royal Economic Society Annual Conference 2002 11, Royal Economic Society.*

Bacon, D. W. & Watts D.G. (1971). Estimating the transition between two intersecting straight lines, *Biometrika*, 58, 525–534.

Bahloul, S., Mroua, M. & Naifar, N. (2017). The impact of macroeconomic and conventional stock market variables on Islamic index returns under regime switching, *Borsa Istanbul Review*. 17(1), 62-74.

Balcilar, M., Gupta, R. & Miller. S. (2015). Regime switching model of US crude oil and stock market prices: 1859 to 2013, *Energy Economics*, 49, 317–327.

Baum, A. & Koester, G.B. (2011). The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle - evidence from a threshold VAR analysis, *Discussion Paper Series 1: Economic Studies*, *Deutsche Bundesban*k.

Berdin, D. & Hyde, S. (2005). Regime changes in the relationship between stock returns and the macroeconomy. *Available at SSRN:* https://ssrn.com/abstract=686878

Cerra, V. & Saxena, S. C. (2005). Did Output Recover from the Asian Crisis? *IMF Staff Papers*, 52, 1-23.

Chan, K. S. & Tong. H. (1986). On estimating thresholds in autoregressive models, *Journal of Time Series Analysis*, 7, 178–190.

Dhankar, R. S. & Shankar, D. (2016). Relevance and evolution of adaptive markets hypothesis: a review, *Journal of Indian Business Research*, 8, 166-179.

Fadainejad, E. & Farahani, R. (2017). The effects of macroeconomic variables on the total index of Tehran Stock Exchange, *Financial Economics*, 11 (39), 1-26. (*in Persian*)

Fahmy, H. (2017). Testing the empirical Validity of the Adaptive Market Hypothesis, *Review of Ecnomic Analysis* 9, 169-184.

Farley, J. & Hinich, M. (1975). Some comparisons of tests for a shift in the slopes of a multivariate linear time series model. *Journal of Econometrics*, 3, 279-318.

Garcia, R. & Perron, P. (1996). An analysis of real interest rate under regime shift. *Review of Economic Statistics*, 78, 111–125.

Ghalibaf Asl, H. & Tehrani, R., Rostami, M. & Siyari, A. (2018). Designing a prediction model for longterm stock return with nonparametric simulation of debt security return. *Financial Management Perspective*, 8(21), 133-155. (*in Persian*)

Goldfeld, S.M. & Quandt, R.E. (1973). A Markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics*, 1, 3–16.

Granger, C. W. J. & Teräsvirta, T. (1993). Modelling nonlinear economic relationships, *Oxford University Press: Oxford*.

Hamilton, J. D. (1988). Rational-Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime: An Investigation of the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 385-423.

Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica*, 57, 357-384.

Kim, C.-J., Piger, J. & Startz, R. (2005). Estimation of Markov Regime-Switching Regression Models with Endogenous Switching. *Working Paper 2003-015C, The Federal Reserve Bank of St. Louis.*

Kim, Jae H. (2006). Wild Bootstrapping Variance Ratio Tests. *Economics Letters*, 92, 38–43.

Moghaddas Bayat, M., Shirinbakhsh, S. & Mohammadi, T. (2018). Analyzing volatility of Tehran stock exchange using MSBVAR-DCC model. *Financial Management Perspective,* 8(22), 97-112. (*in Persian*)

Naifar, N. & Al Dohaiman M. S. (2013). Nonlinear analysis among crude oil prices, stock markets' return and macroeconomic variables. *International Review of Economics & Finance,* 27, 416-431.

Noda, A. (2016). A Test of the Adaptive Market Hypothesis Using a Time-Varying AR Model in Japan, *Finance Research Letters,* 17, 66–71.

Pagan, A.R. & Sossounov, K.R. (2003). A Simple Framework for Analyzing Bull and Bear Markets. *Journal of Applied Econometrics* 18, 23-46.

Pedram, M., Mousavi, M. & abbasi, S. (2017). Asymmetric effects of interest rates on Tehran Stocks Exchange. *Journal of Management Studies and Accounting*, 2(4), 162-171. (*in Persian*)

Quandt, R.E. (1958). The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separate regimes. *Journal of the American Statistical Association,* 53, 873–880.

Raei, R., Mohammadi, S. & Sarean, A.R. (2013). Tehran Stock Exchange dynamics using the Markov model on the average switching ratio. *Quarterly Journal of Financial Research*, (1), 1698-77. (*in Persian*)

Sajadi, S.H., Farazmand, H. & Alisoufi, H. (2011). Investigating the Relationship between Macroeconomic Variables and Cash Return Index on Tehran Stock Exchange. *Macroeconomics Research Letter,* 1(10), 123-150. (*in Persian*)

Schwendener, A. (2010). The Estimation of Financial Markets by Means of a Regime-Switching Model. *(Unpublished doctoral dissertation). the St. Gallen University, German.*

Shefrin, H. & Statman, M. (1985). The Disposition Effect to sell winners too early and ride losers too long, *Journal of Finance,* 40, 3-21.

Terasvirta, T.H. & Anderson, M. (1992). Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models. *Applied econometrics*. 12, 119-136.

Timmermann, A. (2000). Moments of Markov switching models. *Journal of Econometrics.* 96, 75–111.

Turner, C., Startz, R. & Nelson, C. (1989), A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk, and Learning in the Stock Market. *Journal of Financial Economics,* 25, 3-22.

Yahyazadehfar, M., Larimi, J. & Faramarzi, R. (2012) .The effect of oil price and income shocks on stocks' real return in listed companies of Tehran Stocks Exchange. *Accounting and Auditing Studies*, 1(2), 44-63. (*in Persian*)

Yazdanian, N. & Hajiakbari, A. (2019). Investigating the Effect of Volatility in Exchange Rates on the Levels of Skewness and Kurtosis of Stock Portfolio Returns of Listed Companies in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Perspective*, 9(25), 121-146. (*in Persian*)