

بررسی تأثیر متغیرهای کلان و داراییهای جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی^۱

دکتر کریم اسلاملوئیان*

هاشم زارع**

تاریخ ارسال: ۱۳۸۴/۹/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۵/۹/۱۴

چکیده

این مقاله، با استفاده از روش پسران و دیگران برای تحلیل هم‌تجمعی با استفاده از یک الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی^۲ و بهره‌گیری از مدل قیمت‌گذاری داراییهای سرمایه‌ای^۳ لوکاس سعی دارد تأثیر متغیرهای اثرگذار بر شاخص قیمت سهام در بورس تهران را طی دوره فصل سوم سال ۱۳۷۲ تا فصل اول سال ۱۳۸۲ شناسایی و تبیین کند. متغیرهای توضیحی مورد استفاده در این مقاله، عبارتند از: شاخص تولیدات صنعتی، نسبت قیمت داخل به خارج، حجم پول، و قیمت نفت به‌عنوان متغیرهای مهم کلان اقتصادی و ارزش خارجی، قیمت سکه طلا، و قیمت مسکن به‌عنوان داراییهای عمده جایگزین.

نتایج، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای موردنظر را نشان می‌دهد. برآورد مدل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد متغیرهای نسبت شاخص قیمت داخل به خارج، قیمت نفت، شاخص قیمت مسکن و نیز بهای سکه، دارای تأثیر مثبت و دو متغیر نرخ ارز و حجم پول دارای تأثیر منفی بر متغیر شاخص قیمت سهام می‌باشند. همچنین نتایج حاکی از بی‌تأثیر بودن شاخص تولیدات صنعتی بر روی رفتار قیمت سهام در ایران است. علاوه بر این، برآورد الگوی تصحیح خطا بیانگر این است که حدود نیمی از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌گردد.

طبقه‌بندی JEL : E19, E39, G11, G12

۱. نویسندگان از نظرات ارزشمند آقایان دکتر محمد نمازی و دکتر جعفر قادری و همچنین داوران این مقاله که در بهبود این تحقیق سهم داشته‌اند، قدردانی و تشکر می‌نمایند.

* استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز

e-mail: keslamlo@rose.shirazu.ac.ir

** کارشناس ارشد اقتصاد

2. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

3. Capital Asset Pricing Model (CAPM)

واژگان کلیدی: شاخص قیمت سهام، متغیرهای کلان، داراییهای جایگزین، قیمتگذاری داراییهای سرمایه‌ای، الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی، ایران

مقدمه

بازار سرمایه، در صورت داشتن ساختار مناسب، می‌تواند نقش مهمی در جهت‌دهی و تجهیز منابع برای رشد و شکوفایی سالم یک اقتصاد ایفا کند. این بازار هنوز نتوانسته جایگاه واقعی و شایسته خود را در اقتصاد ایران به دست آورد و با چالش‌های مختلفی روبروست که پرداختن به آنها، در این مقاله نمی‌گنجد و باید در جای دیگر به طور مستقل بررسی شود. در هر حال، شناخت بیشتر رفتار این بازار در ایران، می‌تواند برای سرمایه‌گذاران و سیاستگذاران این حوزه، مفید واقع شود. در این راستا، تبیین رفتار شاخص قیمت سهام از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این مقاله سعی بر آن است تا با شناسایی نحوه تأثیر برخی متغیرهای بیرونی همچون اثرگذاری بازارهای دارایی رقیب و نیز متغیرهای عمده کلان اقتصادی گامی در جهت شناخت بیشتر رفتار قیمت سهام در ایران برداریم. به این منظور، با به‌کارگیری چارچوب کلی یک الگوی قیمتگذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) مدلی مناسب برای اقتصاد ایران ساخته می‌شود و با استفاده از روش خود همبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد می‌گردد.

در این خصوص، مطالعات فراوانی در کشورهای دیگر انجام شده است. برای نمونه می‌توان به مطالعات فیرث (Firth, 1979)، فلدستاین (Feldstein, 1980)، چن، رول و راس (Chen, Roll & Ross, 1986)، صادقی (Sadeghi, 1992)، لی (Lee, 1992)، بادوخ و ریچاردسون (Boudoukh & Richardson, 1993)، موخرجی و ناکا (Mukherjee & Naka, 1995)، گراهام (Graham, 1996)، کاپرل و جونگ (Caporale & Jung, 1997)، گروئن‌ولد، رورک و توماس (Groenewold, Rourke & Thomas, 1997)، چاترات، رام‌چاندر و سونگ (Chatrath, Ramchander & Song, 1997)، کاون و شین (Kown & Shin, 1999)، جرد و ساتم (Gjerde & Saettem, 1999)، آندور، اورموس و زابو (Andor et al, 1999)، مورلی (Morelli, 2002)، انگستد و تانگارد (Engsted & Tanggaard, 2002)، باتاچاریا و موخرجی (Bhattacharya & Mukherjee, 2002)، کرم مصطفی و کوکاکال (Karammostafa & Kucukkale, 2002)، اوینگ، فوربس و پین (Ewing, Forbes & Payne, 2003)، ابراهیم (Ibrahim, 2003)، گراهام، نیکینن و سالستروم (Graham, Nikkinen & Sahlstrom, 2003) اشاره کرد.

نتایج این مطالعات، حاکی از تأثیر متفاوت متغیرهای کلان اقتصادی و سایر داراییها بر روی رفتار شاخص قیمت سهام در کشورها و مناطق مختلف می‌باشد. در داخل کشور نیز افرادی چون محمدی، تقوی و برزنده (۱۳۷۸)، یحیی‌زاده فر و جعفری‌صمیمی (۱۳۷۸)، جوادی‌پور (۱۳۷۵)، سینایی (۱۳۸۱)، تقوی و محمدزاده (۱۳۸۱) با استفاده از روش‌های گوناگون، به بررسی رفتار بازار سهام پرداخته‌اند. علاوه بر مطالعات فوق که همگی به‌گونه‌ای به‌بررسی و تجزیه و تحلیل عوامل اثرگذار بر بازار سهام پرداخته‌اند، می‌توان به مطالعات زیر که در خارج و داخل کشور انجام شده و به مطالعه حاضر نزدیک‌تر است، به‌طور مفصل‌تری اشاره کرد.

میثمی و کوه (Maysami & Koh, 2000) به بررسی ارتباط تعادل بلندمدت بین شاخص قیمت سهام سنگاپور و متغیرهای کلان انتخاب شده (عرضه پول، شاخص قیمت مصرف کننده، تولیدات صنعتی، صادرات و اوراق قرضه دولتی) و شاخص قیمت سهام ژاپن و ایالات متحده آمریکا با به کارگیری یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM) برای سالهای ۱۹۸۸ تا ۱۹۹۵ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از یک ارتباط هم‌تجمعی بین تغییرات در سطح قیمت، عرضه پول، نرخ ارز و نرخ بهره بلندمدت و کوتاه‌مدت می‌باشد. بازار سهام سنگاپور نیز دارای هم‌تجمعی مثبت و معنی داری با بازارهای سهام ژاپن و ایالات متحده آمریکا بوده است.

ناکا و موخرجی (Naka & Mukherjee, 2000) به بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی (تولید، تورم، نرخ بهره، ذخیره پول، شاخص تولیدات صنعتی، شاخص قیمت مصرف کننده، عرضه پول) و شاخص بازار سهام در هند پرداخته‌اند. آنها با استفاده از یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM) و استفاده از روش هم‌تجمعی و تجزیه واریانس برای آمارهای فصلی ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۵ به مطالعه ارتباط بین متغیرها پرداخته‌اند. نتایج، حاکی از آن است که تورم داخلی مانعی بر عملکرد بازار سهام و رشد تولید داخلی بوده است.

باسیل و جویس (Basile & Joyce, 2001) در مطالعه‌ای از طریق آزمون علیت، به بررسی ارتباط پویا بین شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت زمین و نیز برخی متغیرهای اقتصاد کلان مانند تولیدات صنعتی، حجم پول، وام دهی تجاری و ساختمانی در چارچوب یک مدل خود همبسته برداری (VAR) برای اقتصاد ژاپن، پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه برای دو دوره زمانی ۱۹۷۲-۱۹۸۵ و ۱۹۸۶-۱۹۹۱ وجود حباب بین بازاری دارایی سهام و زمین را تأیید می‌کند. وجود حباب را می‌توان به متغیرهای عرضه پول، وام‌دهی بانک‌ها و بخش ساختمان^۱ نسبت داد.

کرم مصطفی (Karammostafa & Kucukkale, 2002) به بررسی ارتباط بلندمدت بین بازدهی بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۱ در اقتصاد ترکیه پرداخته‌اند. آنها با استفاده از یک مدل خودهمبسته برداری (VAR) و به کارگیری شاخص قیمت سهام در بازار استامبول و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان، به انجام آزمون‌های هم‌تجمعی و علیت برای یافتن ارتباط بلندمدت بین متغیرها اقدام کرده‌اند. نتایج حاصل، نشان می‌دهد که بین بازدهی سهام با متغیرهای کلان شامل عرضه پول، نرخ ارز، تراز تجاری و شاخص تولیدات صنعتی، یک ارتباط مستقیم بلندمدت تعادلی وجود دارد.

کیا (Kia, 2003) به بررسی رفتار فعالان بازار سهام و تحلیل روابط بین متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص قیمت سهام در بازار کانادا پرداخته است. این مطالعه که برای دوره ۱۹۷۵ تا ۱۹۹۹ انجام شده، نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، فعالان بازار سهام نسبت به تغییرات کوچک در قیمت تعادلی سهام از خود واکنش نشان می‌دهند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که شاخص قیمت سهام خارجی، نرخ ارز و

نرخ بهره در بلندمدت دارای رابطه منفی با شاخص قیمت سهام هستند و متغیرهای تولیدات صنعتی، شاخص قیمت کالا و عرضه پول ارتباط مثبت با شاخص قیمت سهام دارند.

پویتراس (Poitras, 2004) به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر روی قیمت سهام S&P500^۱ آمریکا پرداخته است. متغیرهای کلانی که توسط وی به کار گرفته شده است عبارتند از: شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص قیمت تولیدکننده، نرخ بیکاری، کل اشتغال غیر کشاورزی، شاخص تولیدات صنعتی، تراز تجاری آمریکا برای کالا و خدمات، حجم پول و نرخ تنزیل فدرال رزرو. نتایج برآورد وی برای سالهای ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۸ حاکی از این است که به‌طور کلی متغیرهایی که قابلیت پیش‌بینی دارند، دارای قدرت توضیح‌دهندگی معنی‌داری برای تغییرات در شاخص قیمت سهام نمی‌باشند. هشت متغیر کلان اقتصادی ذکر شده، به استثنای نرخ تنزیل، دارای قدرت توضیح‌دهندگی ناچیزی برای تغییرات در شاخص قیمت سهام بوده‌اند.

یحیی‌زاده‌فر و جعفری‌صمیمی (۱۳۷۸) به بررسی رابطه علی بین تورم، بازده اسمی سهام و شاخص قیمت سهام در ایران پرداخته‌اند. این تحقیق، به انجام یک تحلیل تجربی و برآورد یک الگوی رگرسیونی به روش حداقل مربعات معمولی برای سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۵ و با استفاده از آمارهای ماهانه اقدام کرده است. نتایج، وجود یک رابطه علی یک‌طرفه از نرخ تورم به سمت بازده اسمی سهام و همچنین از نرخ تورم به طرف شاخص قیمت سهام را تأیید می‌کند. به عبارت دیگر، در دوره موردنظر، افزایش تورم، موجب افزایش بازدهی اسمی سهام و افزایش شاخص قیمت سهام شده است. همچنین نتایج تحقیق حاضر وجود رابطه علی بین بازده اسمی سهام و شاخص قیمت سهام را تأیید نمی‌کند.

محمدی، تقوی و برزنده (۱۳۷۸) به بررسی متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. آنها به شناسایی تأثیر تغییرات قیمتی داراییهای جایگزین سهام (ارز، مسکن و خودرو) به عنوان عوامل مهم تأثیرگذار بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از یک مدل خود رگرسیون برداری (VAR) از ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۶ پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهند که رابطه علیت از نرخ ارز آزاد و شاخص قیمت وسایط نقلیه به سوی شاخص بورس اوراق بهادار وجود دارد. همچنین بین شاخص قیمت مسکن و شاخص قیمت سهام، هیچ ارتباط علی تأیید نمی‌گردد. تکانه‌های واردشده از سوی نرخ ارز و شاخص قیمت وسایط نقلیه، به شاخص قیمت سهام دیرپا (بادوام) است. سهم متغیرهای معرفی شده (نرخ ارز و شاخص قیمت وسایط نقلیه) در توضیح‌دهی تغییرات شاخص قیمت سهام، به‌طور نسبی اندک است.

عزیزی (۱۳۸۳) با به‌کارگیری مدل‌های VAR و علیت گرنجری، رابطه بین تورم و بازده و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران را به‌طور تجربی آزمون می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که تورم،

توضیح‌دهنده بازده نقدی و بازده کل است اما شاخص قیمت سهام را توضیح نمی‌دهد. از طرف دیگر، بازده نقدی، بازده کل و شاخص قیمت سهام نیز توضیح‌دهنده تورم نمی‌باشند. اسلاملوئیان^۱ (۲۰۰۵) به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی شامل تولیدات صنعتی، نرخ ارز، نسبت شاخص قیمت داخلی به خارجی و حجم پول بر روی شاخص قیمت بورس تهران طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۷۲ پرداخته است. در این مطالعه، وی به داراییهای جایگزین توجه نکرده است. آنچه که مطالعه حاضر را از سایر مطالعات انجام شده در ایران متمایز می‌سازد، در نظر گرفتن تأثیر داراییهای جانشین (مسکن، سکه طلا و ارز) در کنار متغیرهای عمده کلان بر روی رفتار شاخص قیمت سهام می‌باشد. در واقع، علاوه بر بررسی تأثیر شاخص‌های کلان اقتصادی بر روی شاخص قیمت سهام، به تجزیه و تحلیل اثرات تغییرات قیمت سایر داراییها مانند مسکن، سکه، ارز بر روی این شاخص و بررسی روابط بلندمدت بین این متغیرها خواهیم پرداخت. با توجه به مطالعات انجام شده، لزوم بررسی نحوه عملکرد و تأثیرگذاری متغیرهای مهم کلان مانند نسبت شاخص قیمت مصرف‌کننده داخل به خارج، قیمت نفت، تولیدات صنعتی و حجم پول بر شاخص قیمت سهام و همچنین تأثیر داراییهای جایگزین همچون مسکن، سکه و ارز بر این شاخص ضروری به نظر می‌رسد. مقاله شامل سه قسمت است. در قسمت اول، مبانی نظری و ساختار الگو معرفی می‌گردد. قسمت دوم به برآورد الگو و تحلیل نتایج اختصاص دارد. خلاصه و نتیجه‌گیری نیز در قسمت سوم ارائه می‌گردد.

۱. مبانی و ساختار الگو

به منظور بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و داراییهای جایگزین بر شاخص قیمت سهام، این مقاله از مبانی نظری مربوط به مدل‌های نگهداری و قیمت‌گذاری دارایی استفاده می‌کند. این تحقیق، مدل قیمت‌گذاری دارایی لوکاس^۲ (۱۹۷۸) را که در ادبیات مربوط، یک مدل پایه‌ای به‌شمار می‌رود، اساس الگوسازی خود قرار می‌دهد. مقاله کیا^۳ و بسیاری مقالات کاربردی دیگر که در قسمت قبل به آنها اشاره شد، مبانی نظری خود را برای تعیین قیمت سهام بر پایه مقاله لوکاس قرار می‌دهند و در قالب آن به بررسی تأثیر متغیرهای اقتصادی بر شاخص قیمت سهام می‌پردازند. در اینجا فروض و روابط اساسی مدل لوکاس ارائه می‌شود.

لوکاس اقتصادی را فرض می‌کند که در آن، یک مصرف‌کننده نمونه^۴ وجود دارد. این مصرف‌کننده تابع مطلوبیت زیر را حداکثر می‌سازد:

1. Eslamloueyan

2. Lucas Asset Pricing Model

3. Kia

4. Representative Consumer

مصرف‌کننده نمونه نشان‌دهنده تعداد بسیار زیادی مصرف‌کننده یکسان (identical) می‌باشد.

$$E\left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t)\right] \quad (1)$$

که در آن c_t یک فرایند تصادفی و نشان دهنده مصرف یک کالای واحد، β عامل تنزیل، U تابع مطلوبیت، و E عملگر انتظارات است. کالای مصرفی در n واحد تولیدی متفاوت تولید می‌شود. فرض کلیدی لوکاس این است که کالای تولید شده $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})$ قابل نگهداری نمی‌باشد و فاسدشدنی^۱ است. بنابراین مصرف برابر است با محصول تولید شده یعنی:

$$c_t = \sum_{i=1}^n y_{it}$$

برای سادگی فرض می‌شود که تولید برونزاست و امکان تأثیرگذاری بر محصول هیچ واحد تولیدی در هیچ زمانی وجود ندارد.^۲ مالکیت در این واحدهای تولیدی در هر دوره، در یک بازار سهام رقابتی تعیین می‌گردد. هر واحد دارای یک سهم قابل تقسیم است. سهمها در بازاری مورد معامله قرار می‌گیرند که در آن بردار قیمت $p_t = (p_{1t}, \dots, p_{nt})$ به صورت رقابتی تعیین می‌گردد.

در این اقتصاد، می‌توان با در نظر گرفتن قید بودجه، به تعیین مقادیر تعادلی مصرف و دارایی نگهداری شده پرداخت. اما هدف اصلی لوکاس، تعیین قیمت تعادلی دارایی است. وی فرض می‌کند که تمام اطلاعات مربوط به وضعیت حال و آینده اقتصاد، در بردار محصول y_t خلاصه شده است. با توجه به برگشتی بودن ترجیحات^۳ مصرف‌کننده و یکسان بودن دوره‌ها، می‌توان مسئله را به یک صورت برای همه دوره‌ها حل کرد. بنابراین مسئله بهینه‌سازی دینامیکی را به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$Max U = E\left[\sum_{t=0}^{\infty} (1-r)^{-t} U(c_t)\right] \quad (2)$$

که در آن، r نرخ تنزیل، و $0 < (1+r)^{-t} < 1$ عامل تنزیل یا همان β می‌باشد. مصرف‌کننده سود سهام خود را در هر دوره دریافت و سپس تصمیم می‌گیرد که چقدر مصرف و چه مقدار برای دوره بعد نگهداری کند. قید بودجه مصرف‌کننده عبارت است از:

$$c_t + p'_t x_t \leq p'_t z_t = (p_t + D_t)' x_{t-1}, \quad (3)$$

که در آن، x_t یک بردار از x_{it} مقدار دارایی i است که توسط مصرف‌کننده بین دو دوره t و $t+1$ نگهداری می‌شود، z_t نشان دهنده بردار سهام نگهداری شده توسط مصرف‌کننده، و p_t و D_t به ترتیب بردار قیمت و سودهای سهام در دوره t می‌باشد. علامت « \leq » نیز نشان‌دهنده ترانهاده بودن بردارهاست. از شرط مرتبه اول بهینه‌سازی داریم:

$$p_{it} u'(c_t) = (1+r)^{-1} E_t[u'(c_{t+1})(p_{it+1} + D_{it+1})] \quad i = 1, \dots, n$$

پس از حل مدل برای p_t خواهیم داشت:

$$p_{it} = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} (1+r)^{-j} \left(\frac{u'(c_{it+j})}{u'(c_t)} \right) D_{it+j} \right]$$

یعنی قیمت برابر است با ارزش تنزیل شده سودهای انتظاری که در آن نرخ تنزیل برای دوره $t+j$ معادل نرخ نهایی جانشینی بین مصرف در زمان $t+j$ و مصرف در زمان t است. در صورتی که مصرف کننده ریسک خنثی^۲ باشد، مطلوبیت نهایی مصرف ثابت است.^۳ در این حالت قیمت تعادلی دارایی عبارت است از:

$$p_{it} = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} (1+r)^{-j} D_{it+j} \right]$$

این رابطه نشان می‌دهد که قیمت سهام برابر است با ارزش فعلی تنزیل شده سودهای مورد انتظار. بنابراین هر تغییر در سودهای مورد انتظار، می‌تواند قیمت سهام را تغییر دهد. از آنجا که سود آتی سهام همانند نرخ تنزیل به‌خوبی قابل مشاهده نیست و نیز بر اساس مطالعات متعددی که در قسمت قبل به برخی از آنها اشاره گردید،^۴ می‌توان تغییرات ارزش تنزیل شده سودهای سهام انتظاری را ناشی از عوامل کلان اقتصادی و سایر عوامل تأثیرگذار بازار در نظر گرفت.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نظریه لوکاس مربوط به نحوه تعیین ارزش یک دارایی است و به‌طور مستقیم به سایر داراییها نمی‌پردازد. اما نظریه مارکویتز (Markowitz, 1952) بر تنوع داراییها تأکید می‌کند و بیان می‌دارد که سرمایه‌گذاران به دنبال سبدهای^۵ از مجموعه داراییهای مختلف هستند. بر اساس نظریه تنوع داراییها که توسط مارکویتز ارائه می‌شود، لزومی ندارد که همه داراییهای مختلف فقط همبستگی منفی و یا همبستگی مثبت با یکدیگر داشته باشند. آنچه در این نظریه مهم است، متنوع بودن داراییها در سبد دارایی و متفاوت بودن تغییرات داراییها از یکدیگر می‌باشد. به عبارت دیگر، بر اساس این نظریه، چون داراییهای گوناگون به طور یکسان از جریانهای اقتصادی تأثیر نمی‌پذیرند، همواره در یک جهت حرکت نمی‌کنند و می‌توان با تنوع بخشیدن و ترکیب آنها در یک سبد دارایی،

۱. برای جزئیات بیشتر در مورد حل مدل، به اصل مقاله لوکاس (۱۹۷۸) و برای راه‌حل کوتاه به بلانچارد و فیشر (Blanchard and Fischer 2000) مراجعه کنید.

2. Risk Neutral

۳. زیرا در این حالت تابع مطلوبیت خطی است.

۴. به طور مثال به کیا (۲۰۰۳) مراجعه شود.

5. Portfolio

ریسک را به گونه‌ای کاهش داد که بازده نیز کم نشود.^۱ در این صورت، تغییر قیمت یک دارایی رقیب می‌تواند سهم نسبی دارایی مورد نظر را در سبد دارایی متأثر سازد و ترکیب داراییهای نگهداری شده را تغییر دهد. از این رو، در نظر گرفتن قیمت سایر داراییهای جایگزین و مؤثر بر تبیین رفتار شاخص قیمت سهام، مهم است.

در این تحقیق، متغیرهایی را انتخاب کرده‌ایم که انتظار می‌رود دارای بیشترین تأثیر بر روی جریان سودهای مورد انتظار یا نرخ‌های تنزیل باشند، و به بررسی نحوه اثرگذاری این متغیرها بر قیمت سهام پرداخته‌ایم.

برای گزینش متغیرهای مستقل، علاوه بر استفاده از تحقیقات قبلی که در داخل و خارج کشور انجام شده، لازم بود که این متغیرها به گونه‌ای انتخاب گردند که مدل، با مشکل همبسته بودن متغیرهای توضیحی با جمله اختلال مواجه نشود. زیرا در صورت وجود همبستگی بین متغیرهای توضیحی با جمله اختلال، یعنی در صورت رد فرضیه متعامد بودن^۲، استفاده از روش متغیرهای ابزاری توصیه می‌گردد. این امر می‌تواند ناشی از برخی مشکلات مانند همزمانی، برونزایی و خطای اندازه‌گیری باشد. در این مقاله، فرضیه "متعامد بودن" قبل از انتخاب متغیرهای توضیحی که احتمال مشکل‌زا بودن آنها می‌رفت با استفاده از آزمون وو - هاسمن^۳ که در واقع یک آزمون مشخص‌نمایی غلط^۴ است، بررسی شود و پس از اطمینان از نبود مشکلات فوق در مدل، متغیرهای مربوط انتخاب گردیده‌اند.

بنابراین، بر اساس مطالعات نظری و تجربی دیگران و همچنین پس از انجام آزمونهای مشخص‌نمایی، متغیرهایی که در نهایت در این تحقیق در نظر گرفته شده‌اند، عبارتند از: تولیدات صنعتی MPI، نسبت قیمت داخل به خارج PRI، حجم پول M، قیمت نفت OP (به عنوان شاخص‌های کلان اقتصادی) و متغیرهای شاخص نرخ ارز E، قیمت سکه طلا CP و شاخص قیمت مسکن HPI (به‌عنوان داراییهای جایگزین). بنابراین، ارزش تنزیل شده سود سهام مورد انتظار را به صورت تابع زیر در نظر می‌گیریم:

$$E_t \left[\sum_{i=1}^{\infty} (1 + r_{t+i-1})^{-i} (D_{t+i}) \right] = f(MPI_t, PRI_t, M_t, OP_t, E_t, CP_t, HPI_t)$$

لذا شاخص قیمت سهام PSI را می‌توان به صورت تابع زیر نشان داد:

$$PSI_t = f(MPI_t, PRI_t, M_t, OP_t, E_t, CP_t, HPI_t)$$

در این قسمت، قبل از ارائه الگوی مشخص اقتصادسنجی و برآورد مدل، به بررسی رفتار مورد انتظار هر یک از متغیرهای توضیحی فوق می‌پردازیم.

۱. الگوهای متعدد دیگری در خصوص نگهداری دارایی مانند الگوی شارپ (Sharp, 1963, 1995) و یا الگوی قیمتگذاری آربیتراژ مطرح شده که چون مستقیم به موضوع این مقاله مربوط نمی‌گردد، از ذکر آنها خودداری شده است.

2. Orthogonality

3. Wu-Hausman

4. Misspecification

۱-۱. تولیدات صنعتی

ارتباط بین شاخص تولیدات صنعتی و شاخص قیمت سهام را می‌توان از دو بعد مورد بررسی قرار داد. بر اساس دسته بندی مؤسسه ملی تحقیقات اقتصادی امریکا^۱، نماگرهای کلان اقتصادی به سه گروه تقسیم می‌شوند. گروه اول شامل نماگرهای پیشرو می‌باشد. این نماگرها اولین شاخص‌هایی هستند که بروز تغییرات اقتصادی را نشان می‌دهند. در واقع، با مشاهده وقوع تغییرات در نماگرهای پیشرو، منتظر بروز تغییرات در مجموعه فعالیت‌های اقتصادی مانند عرضه پول و شاخص قیمت مواد خام صنعتی خواهیم بود. گروه دوم، نماگرهای همزمان هستند. این نماگرها شاخص‌هایی هستند که پس از بروز تغییرات در نماگرهای پیشرو، شروع به تغییر می‌کنند، نرخ بیکاری، شاخص تولیدات صنعتی، شاخص قیمت خرده فروشی و عمده فروشی و تولید ناخالص ملی به قیمت جاری و ثابت از این دسته‌اند. گروه سوم، در برگیرنده نماگرهای تأخیری می‌باشند. این گروه شامل شاخص‌هایی هستند که بروز تغییرات در آنها پس از بروز تغییر در سایر بخش‌های اقتصادی به‌وقوع می‌پیوندد، مانند سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات و تجهیزات و نیز نرخ‌های بانکی. با این تقسیم‌بندی، می‌توان شاخص تولیدات صنعتی را به‌عنوان شاخصی از رشد یا رکود اقتصادی در نظر گرفت. لذا تغییرات در شاخص تولیدات صنعتی می‌تواند منجر به تغییر در ارزش میزان فروش بنگاهها گردد که در نتیجه این تغییر، بازدهی سهام بنگاهها و در پی آن شاخص قیمت سهام هم تغییر خواهد یافت.

از بعد دیگر، صاحب‌نظران ادعا می‌کنند که تغییر در شاخص تولیدات بر میزان تورم و در نتیجه بازدهی واقعی و قیمت واقعی سهام تأثیر دارد. به طور مثال، افزایش شاخص تولیدات صنعتی می‌تواند باعث کاهش تورم گردد. این امر نیز ممکن است موجب افزایش بازدهی واقعی سهام و در نهایت باعث افزایش قیمت واقعی سهام شود.

۱-۲. شاخص نسبت قیمتها

در بسیاری از کشورهای جهان، تورم به‌عنوان یک معضل اقتصادی، اجتماعی مطرح است. از آنجا که تغییرات نرخ تورم، باعث ایجاد اختلال در پیش‌بینی‌ها و تصمیم‌گیری‌های اقتصادی می‌شود، می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی و در نهایت در کسب بازده این بخش بگذارد. در این شرایط، سرمایه‌گذاران و تصمیم‌گیران اقتصادی با توجه به اینکه تورم باعث کاهش قدرت خرید می‌شود، توجه خاص و ویژه‌ای به نرخ تورم و تورم مورد انتظار دارند. بنابراین، مشخص بودن رابطه بین تورم و قیمت سهام، راهنمایی برای جهت‌دهی سرمایه‌گذاران به منظور برنامه‌ریزی‌های آتی است.

در بررسی ارتباط بین تورم و شاخص سهام، می‌توان به نتایج متفاوتی که در کشورهای گوناگون به دست آمده است، اشاره کرد. افرادی چون فلدستاین (Feldstein, 1980)، موخرجی و ناکا (Mukherjee & Naka, 1995)، گراهام (Graham, 1996) و کاپرال و جونگ (Caporale & Jung, 1997) به وجود رابطه منفی بین تورم و بازده سهام در بازارهای سهام کشورهای مورد مطالعه خود اذعان نموده‌اند. گروه دیگری از تحقیقات از جمله چن، رل و راس (Chen, Roll & Ross, 1986) و ابراهیم (Ibrahim, 2003) نیز به رابطه منفی بین تورم و شاخص قیمت سهام اشاره دارند. اما برخی نیز همچون چاترات، رام چاندر و سونگ (Chatrath, Ramchander & Song, 1997)، جرد و ساتم (Gjerde & Sættem, 1999) و پویتراس (Poitras, 2004) در مطالعات خود هیچ‌گونه رابطه معنی‌داری بین تورم و شاخص قیمت سهام پیدا نکرده‌اند. کسانی مانند کیا (۲۰۰۳) نیز رابطه مثبت بین سطح قیمت‌ها و شاخص قیمت سهام یافته‌اند. این یافته‌ها می‌تواند مربوط به ویژگی‌های متفاوت در موارد مطالعه شده، همچون تفاوت در ویژگی‌های ساختاری کشورها، استفاده از روش‌های گوناگون برای انجام تخمین و اختلاف در دوره زمانی مورد مطالعه باشد.

در مورد ایران، مطالعات متعددی در این خصوص انجام شده است. به‌طور نمونه، در مطالعه تقوی و جنانی (۱۳۷۹) نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت بین تورم و قیمت سهام رابطه منفی وجود داشته است. زیرا در شرایط تورمی، بخش عمده درآمد افراد به مخارج مصرفی اختصاص می‌یابد و میل به سرمایه‌گذاری کم می‌شود. این امر منجر به کاهش تقاضا برای خرید سهام می‌شود و در نتیجه قیمت سهام کاهش می‌یابد. اما در بلندمدت، افزایش نرخ تورم با افزایش ارزش داراییها و نهاده‌های تولیدی شرکت‌ها و مؤسسات اقتصادی، به افزایش قیمت سهام آنها منجر می‌شود. علت نیز چنین عنوان می‌شود که در شرایط تورمی، ارزش جایگزینی داراییهای شرکت‌ها افزایش می‌یابد و افزایش ارزش جاری داراییها می‌تواند موجبات افزایش قیمت سهام را فراهم آورد. یحیی‌زاده‌فر و جعفری صمیمی (۱۳۷۸) نیز به وجود یک رابطه مثبت یک‌طرفه از نرخ تورم بر شاخص قیمت سهام اشاره دارند. سینایی (۱۳۸۱) هم یک رابطه مثبت بین شاخص بهای عمده‌فروشی و شاخص کل قیمت سهام را مطرح می‌کند.

با توجه به نسبی بودن قیمت‌ها، شاخص قیمت در خارج کشور نیز می‌تواند به عنوان یکی از عوامل اثرگذار بر شاخص قیمت سهام مورد توجه قرار گیرد. بدین ترتیب که اگر کالای ما در داخل نسبت به خارج گران‌تر شود، به دلیل افزایش نسبت قیمت‌های داخلی به خارجی، صادرات لطمه می‌بیند و در نتیجه، شاخص قیمت سهام می‌تواند به علت کم‌شدن سود بنگاههای صادراتی کاهش یابد. از طرفی، عده‌ای معتقدند که با افزایش سطح قیمت‌های داخلی، انتظار می‌رود رونق اقتصادی به‌وجود آید. این امر باعث افزایش سطح فعالیت‌های بنگاهها می‌شود و سود مورد انتظار و در نتیجه شاخص قیمت سهام را افزایش می‌دهد. برای آزمون کردن هر یک از این نظریه‌ها برای اقتصاد ایران، می‌توان با واردکردن شاخص نسبت قیمت داخلی به قیمت خارجی در مدل، تأثیر آنها را بر روی شاخص قیمت سهام بررسی کرد.

۳-۱. حجم پول

حجم پول به عنوان یک متغیر کلان اقتصادی می‌تواند در بازار پول اثرات قابل توجهی بر روی نرخ بهره و سطح عمومی قیمت‌ها داشته باشد. اما از آنجا که در ایران نرخ بهره در عمل وجود ندارد، و نرخ سود نیز توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود، می‌توان تغییرات در سطح قیمت‌ها را مد نظر قرار داد. به طور مثال، افزایش در حجم پول منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در بازار می‌شود و بازار داراییهایی همچون زمین و سهام نیز از این امر مستثنی نیستند. علاوه بر این، اگر افزایش حجم پول، نتیجه کسری بودجه دولت باشد؛ می‌تواند اثر منفی بر قیمت سهام داشته باشد. در نتیجه، متغیر حجم پول می‌تواند در جهت مثبت و یا منفی تغییرات شاخص قیمت سهام را متأثر کند. در ایران، افزایش حجم پول و نقدینگی، در نظر بسیاری از اقتصاددانان حداقل از جنبه روانی دارای اثرات منفی بر بازار سهام بوده است.

۴-۱. نفت

نفت به عنوان عمده‌ترین منبع درآمد دولت در اقتصاد ما حائز اهمیت است. تنها کافی است به علل نوسانات اقتصادی کشور نگاهی بیندازیم تا تأثیر درآمد نفت را در آنها به وضوح تشخیص دهیم. برای اقتصادی که تا حد بالایی متکی به درآمد نفت و ارز حاصل از آن است، تحولات نفتی می‌تواند یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر بخش‌های مختلف اقتصاد از جمله بازار سرمایه محسوب شود. از این رو، لزوم بررسی تأثیر تغییرات بازار نفت بر روی شاخص بازار سهام مهم به نظر می‌رسد. از طرفی، کاهش در قیمت نفت باعث می‌شود که طرح‌های سرمایه‌گذاری بنگاهها دستخوش عدم اطمینان گردد و از آنجا که سودآوری شرکت‌ها تحت تأثیر درآمد نفتی قرار می‌گیرد، قیمت سهام می‌تواند کاهش یابد. از طرف دیگر، اگر قیمت نفت و در نتیجه درآمد کشور افزایش یابد، باعث شکل‌گیری انتظارات خوش بینانه در مورد ایجاد رونق و افزایش فعالیت‌ها در سطح اقتصاد کشور خواهد شد. شکل‌گیری این انتظارات برای شرکت‌های حاضر در بورس و انتظار افزایش سودآوری آنها باعث شده که شاخص قیمت سهام نیز با رشد مثبت مواجه شود، که این امر حاکی از وجود یک رابطه مثبت بین قیمت نفت و شاخص قیمت سهام می‌باشد.

۵-۱. نرخ ارز

طی دو دهه اخیر، نرخ ارز در ایران تغییرات زیادی داشته است. بررسی رفتار نرخ ارز در این مقاله، حداقل از دو نظر مهم است: (۱) از نظر تأثیرگذاری تغییرات نرخ ارز بر عملکرد شرکت‌ها و در نتیجه تغییر در قیمت سهام آنها و (۲) از بعد نگهداری ارز به عنوان یک دارایی در سبد داراییها. اکنون به توضیح هر کدام خواهیم پرداخت.

بسیاری از بنگاههای اقتصادی در کشورهای توسعه نیافته برای تأمین مواد اولیه، خرید ماشین‌آلات و انتقال تکنولوژی، نیازمند واردات از کشورهای صنعتی هستند و در نتیجه تقاضاکنندگان ارز خارجی می‌باشند. بر این اساس، تغییرات نرخ ارز باعث تأثیر قرار گرفتن برنامه‌های تولیدی شرکت‌ها می‌شود. بدین ترتیب که افزایش نرخ ارز می‌تواند باعث افزایش حجم سرمایه در گردش بنگاهها گردد. زیرا بنگاههای تولیدی به منابع مالی بیشتری نیاز دارند تا بتوانند همان مقدار منابع قبلی را از خارج خریداری نمایند. بنابراین، یا باید فعالیت خود را کاهش دهند و یا اقدام به تأمین مالی از واسطه‌های مالی نمایند. در این صورت، علاوه بر افزایش قیمت مواد اولیه، مواد واسطه‌ای و یا خدمات مورد نیاز وارداتی بنگاهها از خارج، هزینه تسهیلات اعطایی و یا بهره‌های بانکی نیز برای آنها افزایش یافته و در نتیجه سودشان کاهش می‌یابد. این امر نیز می‌تواند باعث کاهش قیمت سهام بنگاهها گردد. از طرف دیگر، تغییر در نرخ ارز می‌تواند باعث تغییر در موقعیت رقابتی تولیدکنندگان داخلی شود. بدین صورت که با افزایش نرخ ارز، قیمت کالاهای خارجی برحسب پول ملی افزایش و تقاضا برای کالاهای خارجی کاهش می‌یابد. افزون بر این، کالاهای داخلی در خارج به‌طور نسبی ارزان‌تر می‌شود، در نتیجه حجم واردات کاهش و در عوض صادرات افزایش می‌یابد. در چنین سناریویی، در اثر تقویت موقعیت رقابتی تولیدکنندگان داخلی، سود آنها افزایش و به همین دلیل شاخص قیمت سهام نیز افزایش می‌یابد.

علاوه بر این، نگهداری بخشی از دارایی به صورت ارز برای سرمایه‌گذار این امکان را فراهم می‌آورد که از نوسانات در بازار ارز، برای تعدیل نوسانات سایر بخش‌ها سود ببرد. بازار ارز به صورت بالقوه می‌تواند مکمل بازار سایر داراییها باشد. بدین معنی که تبدیل آزاد داراییها به یکدیگر و نقل و انتقال بین بازارهای اقلام سرمایه‌ای می‌تواند عامل تخصیص بهینه منابع یک سرمایه‌گذار بین داراییهایش شود. نگهداری مجموعه‌ای از داراییها که دارای نوساناتی در جهت متضاد هم هستند، ابزاری مناسب برای گریز از آسیب نوسانات کوچک و کوتاه‌مدت در قیمت و یا بازدهی داراییهاست. در این صورت، با بروز نوسان در یک نیمه از سبد، چه بسا نیمه دیگر جبران مافات نماید و یا حداقل از ضرر و زیان در امان بماند.

تفکر نگهداری بخشی از ثروت به صورت ارز، امروزه جایگاه ویژه‌ای نزد صاحبان ثروت پیدا کرده است و بازار ارز با وجود تمام ریسک‌ها و مخاطراتش یکی از سودآورترین بازارها محسوب می‌شود. لذا نگهداری ارز به عنوان یک دارایی در کنار سایر داراییها دارای اهمیت است. به نحوی که با تغییر در قیمت هریک از داراییها، سرمایه‌گذار ترکیب این سبد را طوری تغییر خواهد داد که حداقل شاخص کل ارزش داراییها ثابت بماند و یا افزایش یابد. لذا با توجه به در نظر گرفتن اثر جانشینی دو دارایی ارز و سهام در سبد داراییها، انتظار این است که اگر نرخ ارز افزایش یابد، تقاضای ارز کاهش یابد و در نتیجه تقاضا برای سهام و به تبع آن قیمت سهام افزایش یابد. با توجه به مباحث این قسمت، ملاحظه می‌گردد که تأثیر تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام می‌تواند مثبت و یا منفی باشد.

۶-۱. مسکن

سرمایه‌گذاری در ساختمان مسکونی، به عنوان یکی از انواع دارایی، به دلیل دارا بودن عمر طولانی می‌تواند از لحاظ تأثیرگذاری بر قیمت سهام مد نظر قرار گیرد. تقاضا برای مسکن، تحت تأثیر منافع و هزینه‌های آن و همچنین عواید ناشی از سایر داراییهاست. اگرچه استهلاک، مالیات بر املاک، و هزینه‌های نقل و انتقال این دارایی می‌تواند از جذابیت آن بکاهد، اما عواملی چون رشد جمعیت، گسترش شهرنشینی، مهاجرت‌ها، سیاست‌های انبساطی در بخش ساختمان، و تسهیلات بانکی هدایت شده در این بخش باعث می‌شود که به عنوان یکی از سودآورترین بخش‌ها، نظر سرمایه‌گذاران را به خود جلب کند. بنابراین تغییر قیمت در این بخش می‌تواند بر سایر قیمت‌ها از جمله شاخص قیمت سهام تأثیرگذار باشد.

در مطالعه‌ای که برای اقتصاد ژاپن توسط باسیل و جویس (۲۰۰۱) انجام شده است، میزان وام‌دهی بانک‌ها به بخش‌های ساختمان و تجاری به عنوان یکی از عوامل اثرگذار بر بازار سهام مورد توجه قرار گرفته است. از آنجا که بانک‌های ژاپنی در بازار سهام از سهم قابل توجهی برخوردارند و سهام آنان قابل خرید و فروش است، قدرت وام‌دهی آنها به میزان تغییر در ارزش داراییهایشان بستگی دارد. بدین نحو که با افزایش ارزش سهام بانک‌ها، آنها قادر به پرداخت وام بیشتری خواهند بود. این امر، فرصت را برای سرمایه‌گذاران جهت خرید انواع داراییها ایجاد می‌کند که می‌تواند منجر به تغییر در شاخص قیمت سهام و زمین گردد. اما در ایران، از آنجا که این ساز و کار برقرار نیست و سهام بانک‌های دولتی قابل خرید و فروش نمی‌باشد، بنابراین تنها تأثیر وام‌دهی بانک‌ها بر شاخص قیمت بازار سهام از طریق ساز و کار تأثیر بر نقدینگی در سطح جامعه خواهد بود که می‌تواند توسط شاخص حجم پول توضیح داده شود.

۷-۱. قیمت سکه طلا

قیمت سکه منعکس‌کننده واکنش متقابل عرضه و تقاضا در بازاری است که خریداران و فروشندگان زیادی با وجود جریان به طور نسبی آزاد اطلاعات در آن حضور دارند. از آنجا که قیمت سکه طلا، شاخص خوبی برای توضیح فشارهای تورمی است، لذا قیمت سکه، طی دوران تورمی، آشفتگی‌های بازار ارز، و یا بی‌ثباتی سیاسی صعود می‌کند که این امر تمایل افراد را برای انتخاب این نوع دارایی در سبد داراییهای خود برای حفظ ارزش آن نشان می‌دهد. البته انگیزه‌های سفته‌بازی در بازار سکه نیز یکی از دلایلی است که تقاضای سکه را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد و عمده نوسانات قیمت در کوتاه‌مدت در این بازار ناشی از این نوع تقاضاست. بنابراین بازار سکه نیز در کنار سایر بازارهای دارایی می‌تواند بر شاخص بازار سهام تأثیر گذارد.

۲. معرفی الگو

در این قسمت، به معرفی شکل خاص الگوی اقتصادسنجی انتخابی می‌پردازیم. برای برآورد معادله شاخص قیمت سهام، از روش پیشنهادی پسران و شین (Pesaran and Shin, 1999) برای تحلیل هم‌تجمعی با استفاده از الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL)^۱ استفاده خواهد شد. استفاده از روش پسران برای برآورد این الگو دارای چند مزیت است. می‌توان نشان داد که تخمینها با استفاده از این روش، برای حجم نمونه‌های کوچک (هنگامی که وقفه‌ها خوب تصریح شوند) دارای تورش کمتر و کارایی بیشتر است. همچنین این رویکرد امکان بررسی مسئله هم‌تجمعی را هنگامی که داده‌های سری زمانی مورد استفاده ایستا نمی‌باشند، فراهم می‌آورد. نکته مهم دیگر این است که روش پیشنهادی پسران و شین امکان بررسی همزمان روابط کوتاه و بلندمدت را نیز فراهم می‌آورد. آزمون کرانه که توسط پسران، شین و اسمیت^۲ در سال ۲۰۰۱ برای بررسی روابط هم‌تجمعی بین متغیرها در الگوهای ARDL ارائه گردیده امکان آزمون مسئله هم‌تجمعی را هنگامی که ترکیبی از سریهای زمانی با درجات تجمعی^۳ $I(0)$ و $I(1)$ در مدل وجود دارد، فراهم می‌آورد. به عبارت دیگر، با استفاده از آزمون پیشنهادی پسران و دیگران، برخلاف سایر آزمونها، لازم نیست که برای بررسی هم‌تجمعی یا رابطه بلندمدت بین متغیرها، همه متغیرهای الگو از درجه جمعی یک $I(1)$ باشند.

پسران و شین رویکرد خود را برای تحلیل مسئله هم‌تجمعی در یک الگوی ARDL به دو مرحله تقسیم می‌کنند. در مرحله اول، در صورت ایستانبودن متغیرهای موجود، ابتدا با استفاده از آزمون هم‌تجمعی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها بررسی می‌گردد. در مرحله دوم پس از اثبات رابطه هم‌تجمعی ضرایب الگو برآورد می‌شود. فرم کلی الگوی ARDL به صورت زیر می‌باشد:

$$y_t = \beta + \sum_{h=1}^{p-1} \eta_h y_{t-h} + \sum_{h=1}^{q-1} \lambda_h x_{t-h} + u_t$$

که در آن، y_t متغیر وابسته، x_t بردار متغیرهای مستقل، و u_t یک اختلال سفید^۴ است. بر مبنای رویکرد پسران و شین شکل الگوی تصحیح خطا (ECM) برای مدل فوق به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = \alpha + \alpha_t + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^* \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} \beta_j^* \Delta x_{t-j} + \psi . y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \psi_i x_{i,t-1} + \varepsilon_t$$

-
1. Auto Regressive Distributed Lag 2. Pesaran, Shin, and Smith.(2001)
3. Integration 4. White Noise

۵. شکل خاص این الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی برای مدل شاخص قیمت سهام به صورت زیر می‌باشد که می‌توان آن را به یک مدل تصحیح خطا به صورتی که در متن آمده است تبدیل نمود:

که در آن، k تعداد رگرسورها یا تعداد عناصر بردار X_t است. در الگوی فوق $X_{t,i}$ ها متغیرهای برونزا هستند. چنانچه ضرایب X_{t-1} و Y_{t-1} معنی دار باشند، هم تجمعی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پذیرفته می شود. لذا فرضیه آزمون هم تجمعی به صورت زیر است:

$$H_i: \psi_i = 0 \quad i = 0, 1, \dots, k$$

برای تخمین الگوی خودهمبسته با وقفه توزیعی نیز ابتدا تعداد وقفه های بهینه را با استفاده از معیارهای مناسب مانند آکائیک (AIC)^۱، شوارز- بیزین (SBC)^۲ و حنان کوئین (HQC)^۳ تعیین و سپس ضرایب الگوی زیر برآورد می شود:

$$Q(L, P)y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + \delta W_t + u_t$$

که در آن،

$$Q(L, P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{i1} L - \beta_{i2} L^2 - \dots - \beta_{iq} L^{q_i} \quad i = 1, \dots, k$$

L عملگر وقفه، W برداری از متغیرهای قطعی (غیر تصادفی) نظیر عرض از مبدأ، متغیر روند، متغیر مجازی و یا متغیرهای برونزا با وقفه های ثابت است.

قبل از برآورد الگو، برای جلوگیری از مسئله رگرسیون کاذب و سایر مشکلات مرتبط لازم است که ماهیت متغیرهای مورد استفاده در الگوها از جهت ایستایی بررسی شود. در صورتی که درجه تجمعی سری های زمانی $I(1)$ باشد، می توان برای بررسی این موضوع که آیا الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت حرکت می کند، از آزمون بنرجی، دولادو و میستر (Banerjee, Dolado & Mestre, 1992) استفاده کرد. در صورتی که آزمونهای ایستایی نشان دهند با ترکیبی از متغیرهای با درجه تجمعی $I(0)$ و $I(1)$ روبرو می باشیم، بایستی از آزمون کرانه پسران و دیگران (۲۰۰۱) استفاده کرد.

$$LPSI_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \alpha_i LPSI_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{1j} LMPI_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{2j} LPRI_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{3j} LM_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{4j} LOP_{tt-j} \\ + \sum_{j=1}^q \beta_{5j} LE_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{6j} LCP_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{7j} LHPI_{t-j} + u_t$$

که در آن α ها و β ها ضرایب و u_t اختلال سفید است. الگوی فوق برای ترکیب های مختلف p و q ($p = q = 0, 1, 2, \dots, m$) برآورد خواهد شد.

1. Akaike Information Criterion (AIC)
2. Schwartz Bayesian Criterion (SBC)
3. Hannan Quinn Criterion (HQC)

۳. برآورد الگو

در این بخش، پس از انجام آزمونهای ایستا، به برآورد الگوی ساخته شده می‌پردازیم. بعد از انجام آزمون‌های تشخیصی، ثبات، و هم‌تجمعی، الگوی بلندمدت همراه با مدل تصحیح خطا تخمین زده می‌شود. در قسمت پایانی به تحلیل و تفسیر اقتصادی ضرایب الگوی بلندمدت پرداخته می‌شود. برای اطمینان از ایستابودن متغیرهای مورد استفاده در الگو، می‌توان از آزمونهای ریشه واحد استفاده کرد. دو آزمون معروف در این زمینه آزمونهای دیکی-فولر و فیلیپس-پرون است. با وجود شباهت نزدیک نتایج این دو آزمون، ملاحظه می‌گردد که کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط دیکی و فولر (۱۹۸۱) در حالت توزیع حدی از اعتبار لازم برخوردار نمی‌باشد. لذا به منظور پرهیز از مشکل خودهمبستگی جملات خطای رگرسیون، از روش ارائه شده توسط فیلیپس و پرون (Phillips and Perron, 1988) برای آزمون ایستایی متغیرها استفاده شده است. در این روش، فرض بر این است که وقتی جملات اختلال به صورت همانند و مستقل از یکدیگر توزیع نشده باشند، دارای یک توزیع حدی می‌باشند.

نتایج آزمون ریشه واحد برای لگاریتم متغیرهای شاخص قیمت سهام (LPSI)، شاخص قیمت مسکن (LHPI)، نسبت شاخص قیمت داخلی به خارجی (LPRI)، نرخ ارز (LE)، حجم پول (LM)، شاخص تولیدات صنعتی (LMPI)، بهای نفت (LOP)، و بهای سکه (LCP) در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون

نام متغیر	مقادیر اصلی	تفاضل مرتبه اول
	با عرض از مبدا و روند	با عرض از مبدا و بدون روند
	$PP(lag)$	$PP(lag)$
LPSI	-۱/۲۴۳۱(۱)	-۳/۱۱۷۵(۰)
LHPI	-۱/۶۳۴۵(۲)	-۵/۳۹۲۱(۱)
LCP	-۱/۶۰۷۴(۴)	-۴/۸۶۱۴(۲)
LE	-۲/۰۱۸۹(۲)	-۴/۷۹۳۵(۱)
LM	-۲/۹۳۶۷(۴)	-۱۰/۸۶۴۱(۳)
LMPI	-۱/۵۴۴۲(۱)	-۱۰/۳۲۲۹(۰)
LPRI	-۰/۶۳۸۲(۴)	-۴/۸۳۸۷(۴)
LOP	۲/۰۹۰۲(۰)	-۵/۵۳۶۹(۰)

آماره فیلیپس پرون الف. با عرض از مبدا و روند (۳/۵۲۱۷)

ب. با عرض از مبدا و بدون روند (۲/۹۳۵۸)

همانطور که از ستون دوم ملاحظه می‌شود، نتایج آزمون ریشه واحد برای تمامی متغیرها در سطح (که بر اساس معیارهای آکائیک (AIC) و شوارز-بیزین (SBC) مشخص شده است) نشانگر عدم ایستایی

آنهاست. همچنین نتایج این آزمون (ستون سوم) نشان می‌دهد که تفاضل مرتبه اول همه متغیرها ایستاست. بنابراین کلیه متغیرهای دارای درجه تجمعی $I(1)$ می‌باشند.

۳-۱. برآورد الگوی خودهمبسته با وقفه توزیعی

همان‌طور که در قسمت قبل توضیح داده شد، قبل از برآورد الگوی ARDL لازم است وقفه‌های مناسب برای مدل تعیین گردد. با توجه به حجم نسبتاً کم نمونه، ضابطه شوارز-بیزین (SBC) را ملاک عمل قرار می‌دهیم. زیرا این ضابطه در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند. بر اساس این معیار، الگوی مناسب برای متغیر لگاریتم شاخص قیمت سهام یک‌وقفه دارد و برای سایر متغیرها بدون وقفه است. نتایج تخمین مدل کوتاه‌مدت در جدول (۲) ارائه شده است. در این جدول، مقدار آماره F نشان‌دهنده معنی‌دار بودن کل مدل و ضریب تعیین خوبی R^2 بیانگر قدرت بالای توضیح دهنده مدل است. نتایج نشان می‌دهد ضرایب کلیه متغیرها به‌جز متغیر شاخص تولیدات صنعتی، از نظر آماری معنی‌دار است.^۱

جدول ۲- برآورد الگوی خودهمبسته با وقفه توزیعی شاخص قیمت سهام (معیار شوارز-بیزین)

نام متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
INTERCEPT	۵/۱۰۵۴	۱/۷۸۷۶ [۰/۰۸۴]
LPSI(-1)	۰/۴۶۲۵	۳/۶۷۸۴ [۰/۰۰۱]
LMPI	۰/۰۳۳۴	۰/۱۷۱۷ [۰/۸۶۵]
LPRI	۰/۹۲۷۹	۲/۹۹۰۶ [۰/۰۰۶]
LM	-۰/۵۱۹۱	-۳/۱۳۱۰ [۰/۰۰۴]
LOP	۰/۰۹۳۷	۱/۶۶۶۱ [۰/۱۰۶]
LE	-۰/۴۴۶۷	-۲/۹۲۵۹ [۰/۰۰۶]
LCP	۰/۴۰۰۰	۴/۴۹۲۰ [۰/۰۰۰]
LHPI	۰/۵۰۰۳	۲/۸۹۸۸ [۰/۰۰۷]
$R^2 = ۰/۹۹۵۱$	$R^2 \text{bar} = ۰/۹۹۳۸$	$F-STAT F(۸,۳۰): ۷۶۶/۹۶(۰/۰۰)$
$Akaike \text{Info.Cr.}: ۵۲/۳۲$	$Schwarz.Bayesian.Cr.: ۴۴/۸۳$	$S.D.of.Dependent.Va.: ۰/۷۲$

۱. متغیر لگاریتم قیمت نفت در سطح ده درصد از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد.

بر اساس جدول (۲) تمام متغیرها، به جز متغیرهای لگاریتم حجم پول و نرخ ارز تأثیر مثبت بر شاخص قیمت سهام داشته‌اند. بنابراین متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت نسبی داخل به خارج، قیمت نفت، شاخص قیمت سکه طلا و شاخص قیمت مسکن و همچنین خود متغیر وابسته با یک وقفه بر روی لگاریتم شاخص قیمت سهام تأثیر معنی‌دار مثبت داشته‌اند. ضریب لگاریتم شاخص تولیدات صنعتی LMPI از نظر آماری بی معنی است. به عبارت دیگر، نتایج برآورد نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت ارتباط معنی‌داری بین سطح تولیدات صنعتی کارگاههای بزرگ و شاخص قیمت سهام وجود ندارد. قبل از برآورد ضرایب بلندمدت و الگوی تصحیح خطا، به منظور اطمینان از صحت اعتبار الگو، آزمون‌های تشخیصی لازم صورت پذیرفته است.^۱ نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول (۳) گزارش شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، براساس آماره‌های ضریب لاگرانژ LM و F، مدل دارای مشکلات خودهمبستگی جمله اختلال، فرم تابعی، نرمال نبودن جملات اختلال و واریانس ناهمسانی نبوده است. کلیه آزمون‌ها در سطح اطمینان ۹۵٪ انجام شده‌اند.

جدول ۳- نتایج آزمون تشخیصی برای متغیر لگاریتم شاخص قیمت سهام

آزمون	آماره	
	LM	F
عدم خودهمبستگی: SC	۱/۵۰۲۳ (۰/۸۲۶)	۰/۲۶۰۴ (۰/۹۰۱)
تصریح فرم تابعی: FF	۰/۹۴۲۷ (۰/۳۳۲)	۰/۷۱۸۳ (۰/۴۰۴)
نرمال بودن جملات خطا: N	۴/۵۲۴۵ (۰/۱۰۴)	قابل محاسبه نیست
عدم واریانس ناهمسانی: H	۱/۸۱۵۵ (۰/۱۷۸)	۱/۸۰۶۵ (۰/۱۸۷)

بنابراین، نتایج آزمون‌های تشخیصی، حاکی از تأیید صحت اعتبار الگوی برآورد شده می‌باشد. اکنون به بررسی ثبات پارامترهای الگو می‌پردازیم. از آماره‌های مجموع انباشته (CUSUM)^۲ و مجموع مربعات انباشته (CUSUMSQ)^۳ برای آزمون ثبات ضرایب استفاده می‌کنیم. آزمون اول برای بررسی تغییرات سیستماتیک در ضرایب تخمین زده شده و آزمون دوم برای بررسی وجود تغییرات ناگهانی و تصادفی در

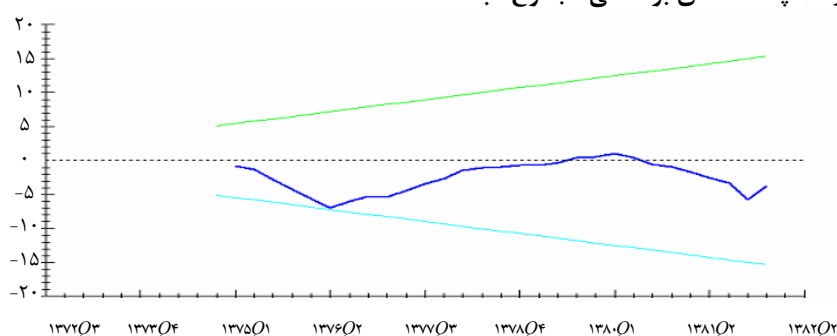
۱. همان‌طور که در قسمت قبل توضیح داده شد، لازم است متغیرهای توضیحی انتخاب شده با جمله اختلال همبستگی نداشته باشند تا از وجود برخی مشکلات مانند همزمانی، برون‌زایی و خطای اندازه‌گیری اطمینان حاصل شود. همان‌گونه که قبلاً اشاره شد، در این مقاله پیش از انتخاب متغیرهای توضیحی با استفاده از آزمون وو - هاسمن فرضیه متعامد بودن آزمون گردید و ملاحظه شد که مشکلات فوق در مدل وجود ندارد.

2. Cumulative Sum

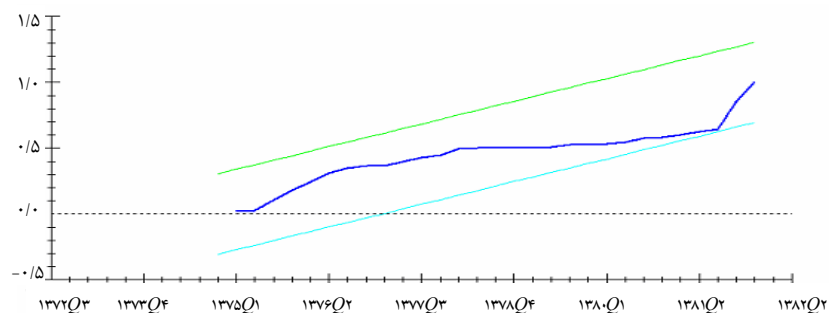
3. Cumulative Sum of Squares

ثبات ضرایب مورد استفاده قرار می‌گیرد. ^۱ اگر آماره‌ها بین خطوط مرزی که به صورت دو خط می‌باشند قرار گیرد، فرضیه H_0 (ثبات پارامترها) رد نخواهد شد. آزمونهای فوق بر روی الگو انجام و نتایج آن در نمودارهای (۱) و (۲) مشاهده می‌شود. دو خط مستقیم در سطح معنی‌داری ۵٪ برای هر نمودار رسم شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، پارامترهای مدل از ثبات لازم برای تحلیل الگو در بلندمدت برخوردار می‌باشند.

نمودار - ۱. پسماندهای برگشتی مجموع انباشته CUSUM



نمودار - ۲. پسماندهای تکراری مجموع مربعات انباشته CUSUMSQ



۲-۳. آزمون هم‌تجمعی و برآورد الگوی بلندمدت

با توجه به اینکه همه سری‌های زمانی $I(1)$ هستند، برای اینکه الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد و رابطه هم‌تجمعی بین متغیرها وجود داشته باشد، بایستی مجموع ضرایب مربوط به

۱. برای جزئیات بیشتر در خصوص این دو آزمون، به براون (Brown) مراجعه شود.

وقفه‌های متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد. بنابراین، برای بررسی وجود رابطه هم‌تجمعی لازم است فرضیه‌های زیر آزمون گردد:

$$H_0: \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0,$$

$$H_1: \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 < 0.$$

اگر عبارت $\sum_{i=1}^p \alpha_i - 1$ را به مجموع انحراف معیار این ضرایب تقسیم کنیم، یک آماره از نوع آماره t نتیجه خواهد شد که می‌توان کمیت آن را با کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و میستر (۱۹۹۲) برای انجام آزمون مقایسه کرد. با توجه به اینکه در الگوی برآورد شده، تعداد وقفه بهینه متغیر وابسته یک وقفه است، فرضیه صفر و جایگزین در رابطه با الگوی لگاریتم شاخص قیمت سهام به صورت زیر در می‌آید:

$$H_0: \alpha_1 - 1 \geq 0$$

$$H_1: \alpha_1 - 1 < 0$$

بر اساس مقاله بنرجی، دولادو و میستر (۱۹۹۲) کمیت آماری مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه شده است:

$$\frac{\sum_{i=1}^p \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{\hat{\alpha}_1 - 1}{S_{\hat{\alpha}_1}} = \frac{0/4625 - 1}{0/1257} = -4/2749$$

از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و میستر در سطح اطمینان ۰/۹۵ برابر ۳/۵۷- است، فرضیه H_0 پذیرفته نمی‌شود. بنابراین یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی لگاریتم شاخص قیمت سهام وجود دارد. برآورد الگوی بلندمدت در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴- برآورد ضرایب بلندمدت الگوی لگاریتم شاخص قیمت سهام (معیار شوارز-بیزین)

نام متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
INTERCEPT	۹/۴۹۸۶	۲/۰۷۸۲ [۰/۰۴۶]
LMPI	۰/۰۶۲۲	۰/۱۶۸۵ [۰/۸۶۷]
LPRI	۱/۷۲۶۴	۳/۳۲۸۵ [۰/۰۰۲]
LM	-۰/۹۶۵۸	-۳/۱۰۱۴ [۰/۰۰۴]
LOP	-۰/۱۷۴۴	۱/۸۸۹۲ [۰/۰۶۹]
LE	-۰/۸۳۱۱	-۲/۴۸۵۲ [۰/۰۱۹]
LCP	۰/۷۴۴۳	۲/۶۲۰۶ [۰/۰۱۴]
LHPI	۰/۹۳۰۹	۵/۱۸۴۰ [۰/۰۰۰]

چنانکه نتایج جدول فوق نشان می‌دهد، تمام ضرایب برآورد شده به‌جز ضریب مربوط به متغیر شاخص تولیدات صنعتی، از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، متغیرهای لگاریتم نسبت شاخص قیمت داخل به خارج (LPRI)، قیمت نفت (LOP)، بهای سکه (LCP) و شاخص قیمت مسکن (LHPI) دارای تأثیر مثبت و متغیرهای لگاریتم حجم پول (LM)، و نرخ ارز (LE) دارای تأثیر منفی بر شاخص قیمت سهام می‌باشند. اکنون به تحلیل نتایج به‌دست آمده از برآوردها می‌پردازیم.

۳-۲-۱. شاخص تولیدات صنعتی (LMPI)

نتایج برآوردها نشان می‌دهد که شاخص تولیدات صنعتی کارگاههای بزرگ، تأثیر معنی‌داری بر شاخص قیمت سهام در کوتاه‌مدت و بلندمدت ندارد. این امر می‌تواند نشان دهد که قیمت سهام در ایران از عوامل اسمی و شرایط اقتصادی مانند قیمت نفت، نسبت قیمتها، وضعیت داراییهای رقیب بیشتر از عامل واقعی اقتصاد یعنی سطح تولیدات صنعتی متأثر باشد. این مسئله باید به‌طور جدی موردنظر سیاستگذاران برای جهت‌دهی صحیح بازار سرمایه قرار گیرد.

۳-۲-۲. نسبت قیمت داخل به خارج (LPRI)

نتایج نشان می‌دهد که لگاریتم نسبت قیمت داخل به خارج در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای تأثیر مثبت بر لگاریتم شاخص قیمت سهام می‌باشد. مطالعات متعددی در ایران در این خصوص انجام شده که در قسمت مقدمه به آنها اشاره گردید. اگر چه این مطالعات در کوتاه‌مدت به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند، اما در بلندمدت، بررسیهای انجام شده حاکی از وجود اثر مثبت شاخص قیمت کالاها بر قیمت سهام می‌باشد. به‌نظر می‌رسد که علت ارتباط مستقیم بین شاخص قیمت سهام با افزایش سطح قیمتها اینچنین قابل توجیه باشد که در شرایط تورمی، ارزش داراییهای شرکتها افزایش می‌یابد و افزایش ارزش جاری داراییها می‌تواند موجبات افزایش قیمت سهام را فراهم آورد. از طرفی بیان شده است که افزایش سطح قیمت‌های داخلی، انتظار افزایش سطح فعالیت‌ها و در نتیجه رونق اقتصادی را به‌دنبال دارد و این امر، به نوبه خود باعث افزایش سود مورد انتظار بنگاهها و در نتیجه افزایش شاخص قیمت سهام می‌گردد.

۳-۲-۳. حجم پول (LM)

تأثیرگذاری پول، از دو بعد بر شاخص قیمت سهام حائز اهمیت است. اول آنکه به‌عنوان متغیر کلان اقتصادی عامل تأثیرگذار است، دیگر آنکه به‌عنوان یک دارایی در سبد داراییهای سرمایه‌گذار در بازار مالی مورد توجه قرار می‌گیرد. نتایج برآورد، حاکی از وجود ارتباطی منفی بین حجم پول و شاخص قیمت سهام هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت است. با عنایت به ابعاد تأثیرگذاری پول بر شاخص قیمت سهام، از دو جنبه می‌توان به تحلیل این ارتباط پرداخت: نخست آنکه اعلام سیاست انبساطی

پولی در اقتصاد ایران دارای اثر روانی منفی بر روی شکل‌گیری انتظارات و میل به سرمایه‌گذاری است و لذا می‌تواند زمینه افت شاخص قیمت سهام در بورس را فراهم سازد. در حالت خاص، اگر افزایش حجم پول، ناشی از کسری بودجه دولت باشد؛ می‌تواند اثر منفی بر رفتار قیمت سهام داشته باشد. از جنبه دیگر، با فرض تعادل بازار پول و نگهداری بخشی از حجم پول به‌عنوان یک دارایی در سبد داراییها، می‌توان وجود ارتباط منفی بین شاخص قیمت سهام و حجم پول را این‌گونه توضیح داد که فرد یا بنگاه با ایجاد تنوع در ترکیب نگهداری داراییها، سعی در حداکثر کردن بازدهی داراییهای خود دارد و لذا با توجه به اثر جانشینی دو دارایی پول و سهام در سبد داراییهای اشخاص، اگر حجم پول در این سبد افزایش یابد، سهم سهام کاهش می‌یابد. با کم شدن تقاضای سهام و در صورت تغییر نکردن عرضه آن، قیمت سهام کاهش خواهد یافت. این نتیجه، تأیید نظر بسیاری از اقتصاددانان است که افزایش حجم پول و نقدینگی در ایران، حداقل از جنبه روانی، دارای اثرات منفی بر بازار سهام می‌باشد.

۳-۲-۴. قیمت نفت (LOP)

همان‌طور که از جدول (۲) مشاهده می‌شود، شاخص قیمت نفت در کوتاه‌مدت، در سطح معنی‌داری ده درصد بر شاخص قیمت سهام اثر مثبت دارد. علاوه بر این، نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که در بلندمدت نیز رابطه مستقیم معنی‌دار بین قیمت نفت و شاخص قیمت سهام وجود دارد. این نتایج قابل انتظار بوده است، چرا که به‌دلیل اتکای بالای اقتصاد ایران به درآمد نفتی، با افزایش قیمت نفت، انتظار رونق اقتصادی در ایران به وجود خواهد آمد و این امر می‌تواند زمینه افزایش شاخص قیمت سهام را فراهم آورد. به بیان دیگر، افزایش منابع تأمین مالی دولت، گسترش سرمایه‌گذاریها، رونق بخش خارجی اقتصاد و به‌طور خلاصه انتظار رشد اقتصادی ناشی از افزایش درآمد نفتی، می‌تواند اثر مثبت بر فعالیت‌های اقتصادی کشور داشته باشد. لذا شکل‌گیری این انتظارات می‌تواند باعث افزایش سود مورد انتظار شرکتها و در نتیجه شاخص قیمت سهام گردد. بنابراین، انتظار تأثیر مثبت رشد قیمت نفت بر اقتصاد کشور می‌تواند توضیح‌دهنده رابطه مستقیم بین قیمت نفت و شاخص قیمت سهام باشد.

۳-۲-۵. نرخ ارز (LE)

همان‌طور که در مقدمه به اثرات گوناگون تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام اشاره گردید وجود ارتباط منفی بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام، حاکی از این است که اثرات منفی نرخ ارز بر روی شاخص قیمت سهام بزرگ‌تر از اثرات مثبت آن است. لذا در اینجا به‌طور خلاصه به موضوع چگونگی تأثیر منفی نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام می‌پردازیم.

بنگاههای اقتصادی برای تأمین مواد اولیه، خرید تجهیزات و تکنولوژی تولید، تقاضاکنندگان ارز می‌باشند. بنابراین تغییرات نرخ ارز می‌تواند برنامه‌های تولیدی این شرکتها را به‌طور قابل ملاحظه‌ای دستخوش تغییر سازد. بدین ترتیب که با افزایش نرخ ارز بنگاهها می‌بایست یا سطح تولید خود را

کاهش دهند و برای حفظ سطح تولید اقدام به تأمین مالی نمایند. در هر دو صورت، این اقدام می‌تواند باعث کاهش سود این شرکت‌ها و در نهایت کاهش قیمت سهام آنها شود. علاوه بر این، از دیدگاه نگهداری ارز به صورت یک دارایی در سبد دارایی افراد نیز می‌توان به بررسی مسئله پرداخت، ارزش خارجی می‌تواند به‌عنوان یک دارایی جانشین برای سایر داراییها از جمله سهام مطرح باشد. افزایش نرخ ارز به معنای کاهش ارزش پول ملی است و ممکن است افراد، پول خارجی را به‌خاطر سودآوری، به جای سایر داراییها از جمله سهام جایگزین کنند. کاهش تقاضای سهام و جایگزینی آن با ارزش خارجی می‌تواند با فرض ثابت‌بودن سایر شرایط منجر به کاهش قیمت سهام گردد.

۳-۲-۶. قیمت سکه طلا (LCP)

سکه به‌عنوان یک دارایی تقریباً مطمئن، از دیر باز توجه بسیاری را به‌خود جلب کرده است. علاوه بر تقاضا برای نگهداری این نوع دارایی به منظور حفظ ارزش داراییهای افراد، انگیزه‌های سفته‌بازی در بازار سکه نیز یکی از دلایلی است که تقاضای سکه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج برآورد الگو حاکی از وجود یک ارتباط مثبت بین قیمت سکه و قیمت سهام می‌باشد. اگرچه در کوتاه‌مدت این احتمال وجود دارد که به‌دلیل وجود انگیزه‌های سفته‌بازی و در واقع شکل‌گیری انتظارات، این نتیجه قابل دفاع باشد؛ اما در پروسه زمانی بلندمدت، این ارتباط قابل توجیه نخواهد بود. به نظر می‌رسد که همسویی قیمت این دو دارایی، شاید به‌دلیل نقض فروض کارایی بازار و نبود اطلاعات کامل در بازار سهام و سکه باشد. بدین ترتیب که دسترسی نداشتن به اطلاعات کامل قیمت‌های گذشته، کلیه اطلاعات عمومی انتشار یافته و اطلاعات خصوصی محرمانه باعث می‌شود سرمایه‌گذار برای کاهش ریسک، سبد دارایی خود را از هر دو دارایی سکه و سهام در کنار سایر داراییها مانند مسکن تشکیل دهد. به بیان دیگر، در اقتصادی مثل اقتصاد ایران، سکه به‌عنوان یک دارایی تقریباً مطمئن در اذهان عمومی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است و در کنار سایر داراییهای پر بازده و غیر مطمئن (به‌دلیل نبود اطلاعات در مورد نحوه عملکرد این بازارها) از اهمیت ویژه‌ای در سبد دارایی برخوردار می‌باشد. اگر چه برآورد این مدل، بیانگر رابطه بین این دو دارایی است، اما بایستی با توجه به احتمال اشتباهات آماری و عدم کارایی بازار، به نتیجه به‌دست آمده، با احتیاط نگریست.

۳-۲-۷. قیمت مسکن (LHPI)

همان‌طور که در جداول (۲) و (۴) مشاهده می‌شود، قیمت مسکن هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت با شاخص قیمت سهام ارتباط مثبت دارد. باید اذعان کنیم که بر اساس نظریه پرتفولیو و در نظر گرفتن رابطه جانشینی بین این دو دارایی، توجیه اقتصادی این رابطه مشکل است. اما توجه به این نکته از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است که در دهه اخیر سرمایه‌گذاری در بازار مسکن به‌عنوان یکی از سودآورترین سرمایه‌گذاری‌ها توجه بسیاری را به‌خود جلب کرده است. در این راستا، صنایع وابسته به

بازار مسکن، همچون سیمان و صنایع جانبی دیگر نقش مؤثری را در بازار سهام ایفا می‌کنند. لذا رونق در بخش مسکن همراه است با رشد و رونق در صنایع مرتبط با ساخت و ساز مسکن از جمله صنعت سیمان که سهم مهمی در بازار سهام دارد. بنابراین افزایش قیمت مسکن اگر نتیجه رشد بخش مسکن باشد، می‌تواند باعث افزایش قیمت سهام صنایع مرتبط گردد. این امر می‌تواند زمینه را برای افزایش شاخص قیمت سهام در بورس فراهم آورد.

۳-۳. برآورد الگوی تصحیح خطا^۱

وجود هم‌تجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. عمده‌ترین شهرت الگوی تصحیح خطا آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. در این قسمت، به بررسی تخمین و تحلیل نتایج الگوی تصحیح خطا می‌پردازیم. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا، کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون هم‌تجمعی برآورد ضرایب بلندمدت الگو را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو قرار دهیم. سپس ضرایب الگو را برآورد کنیم. نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای شاخص لگاریتم قیمت سهام در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول - ۵. نتایج تخمین مدل تصحیح خطای متغیر لگاریتم شاخص قیمت سهام

نام متغیر توضیحی	ضریب	آماره t
DINTERCEPT	۵/۱۰۵۴	۲/۲۴ [۰/۰۸۴]
DLMPI	۰/۰۳۳۴	۱/۱۳ [۰/۰۸۶۵]
DLPRI	۰/۹۲۷۹	۰/۳۲ [۰/۰۰۶]
DLM	-۰/۵۱۹۱	۱/۸۹ [۰/۰۰۴]
DLOP	۰/۰۹۳۷	-۲/۷۸ [۰/۰۱۰۶]
DLE	-۰/۴۴۶۷	-۰/۰۳ [۰/۰۰۶]
DLCP	۰/۴۰۰۰	۳/۰۶ [۰/۰۰۰]
DLHPI	۰/۵۰۰۳	۰/۷۸ [۰/۰۰۷]
ECM(-۱)	-۰/۵۳۷۴	-۳/۴۷ [۰/۰۰۰]
$R^2 = ۰/۷۳۳۳$	$R^2 \text{ bar} = ۰/۶۶۱۹$	$F - STAT.F(۱,۳۱): ۷/۸۰۲۴(۰/۰۰)$
$Akaike \text{ Info.Cr.}: ۵۲/۳۲$	$Schwarz.Bayesian.Cr.: ۴۴/۸۳$	$S.D.of.Dependent.Va.: ۰/۹۸$

1. Error Correction Model(ECM)

همان‌گونه که نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد، ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار و مقدار آن حدود ۰/۵۴- می‌باشد. این امر نشان می‌دهد که در هر دوره ۰/۵۴ از عدم تعادل تعدیل می‌شود.

۴. خلاصه و نتیجه‌گیری

این مقاله، با استفاده از روش پسران و دیگران برای تحلیل هم‌تجمعی با استفاده از یک الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و بهره‌گیری از مدل قیمت‌گذاری داراییهای سرمایه‌ای (CAPM) لوکاس سعی در شناخت و تبیین تأثیر متغیرهای اثرگذار بر شاخص قیمت سهام در بورس تهران طی دوره فصل سوم سال ۱۳۷۲ تا فصل اول سال ۱۳۸۲ دارد. متغیرهای توضیحی مورد استفاده در این مقاله عبارتند از: شاخص تولیدات صنعتی، نسبت قیمت داخل به خارج، حجم پول، و قیمت نفت به‌عنوان متغیرهای مهم کلان اقتصادی و نیز ارز خارجی، قیمت سکه طلا، و قیمت مسکن به‌عنوان داراییهای عمده جایگزین.

نتایج، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای موردنظر را نشان می‌دهد. نتیجه برآوردهای مدل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد که متغیرهای نسبت شاخص قیمت داخل به خارج، قیمت نفت، شاخص قیمت مسکن و بهای سکه، دارای تأثیر مثبت و دو متغیر نرخ ارز و حجم پول دارای تأثیر منفی بر متغیر شاخص قیمت سهام می‌باشند. همچنین نتایج، بیانگر بی‌تأثیر بودن شاخص تولیدات صنعتی کارگاههای بزرگ بر روی رفتار قیمت سهام در ایران است. علاوه بر این، برآورد الگوی تصحیح خطا، بیانگر این است که حدود نیمی از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌گردد.

منابع

- تقوی، مهدی و محمدزاده، امیر. (۱۳۸۱). واکنش بازار سرمایه نسبت به متغیرهای کلان اقتصادی. *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۴، صص ۱۳-۶۵.
- تقوی، مهدی و جنائی، محمد حسن. (۱۳۷۹). بررسی رابطه هم‌تجمعی بین شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران و متغیرهای کلان اقتصادی. *اقتصاد و مدیریت*، شماره ۴۴ و ۴۵، صص ۷۷-۹۰.
- سینایی، حسنعلی. (۱۳۸۱). بررسی همبستگی شاخص بهای عمده فروشی کالاها و شاخص قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*، شماره ۴، صص ۸۱-۹۲.
- محمدی، تیمور، تقوی، مهدی و برزنده محمد. (۱۳۷۸). بررسی متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران. *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۴۰ و ۴۱، صص ۳۱-۶۰.
- یحیی زاده‌فر، محمود و جعفری صمیمی، احمد. (۱۳۷۸). بررسی رابطه علی بین تورم، بازده سهام و شاخص قیمت سهام در ایران: یک تحلیل تجربی (۱۳۷۵-۱۳۷۰). *مدرس*، شماره ۱، صص ۱۱۵-۱۵۷.
- Andor, G. , Ormos M. and B. Szabo. (1999). Empirical Tests of Capital Asset Pricing Model (CAPM) in the Hungarian Capital Market. *Periodica Polytechnica Ser*, Vol. 7, No. 1, PP. 47-61.
- Banerjee, A., Dolado, J., and Mester, R. (1992). On some Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity. *Bank of Spain Working Paper*, No. 9302.
- Basile, A., and Joyce, J. P. (2001). Asset Bubbles, Monetary Policy and Bank Lending in Japan: An Empirical Investigation. *Applied Economics*, Vol. 33, PP. 1737-1744.
- Bhattacharya, B. and Mukherjee, J. (2002). Causal Relationship Between Stock Market and Exchange Rate, Foreign Exchange Reserves and Value of Trade Balance: A Case Study for India. <http://www.igidr.ac.in/money/basabi.pdf>.
- Blanchard, O. J. and Fischer, S. (2000). *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Boudoukh, J., and Richardson, M. (1993). Stocks Return and Inflation: A Long-Horizon Perspective. *American Economic Review*, Vol. 83, PP. 1346-1355.
- Brown, R. L. , Durbin, J., and Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations Over Time. *Journal of the Royal Statistical Society*, No. 37, PP. 149-192.

- Caporal, T. , and Jung, C. (1997). Inflation and Real Stock Prices. *Applied Financial Economic*. Vol. 7, PP. 265-266.
- Chatrath, A., Ramchander S., and Song, F. (1997). Stock Prices, Inflation and Out: Evidence from India. *Applied Financial Economics*, Vol. 7, PP. 439-445.
- Chen, N. F., Roll R., and Ross, S. A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, Vol. 59, PP. 383-403.
- Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1979). Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 75, PP. 427-431.
- Engsted, T., and Tanggaard, C. (2002). The Relation between Asset Returns and Inflation at Short and Long Horizons. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 12, PP. 101-118.
- Eslamloueyan, K. (2005). Stock Market Operation and Equity Price Determination in Interest-Free Banking System: The Case of Iran. In R. Wilson and M. Iqbal (eds.), *Islamic Perspectives on Wealth Creation*, Edinburgh University Press, Edinburgh.
- Ewing, B. T., Forbes, S. M. and Payne, J. E. (2003). The Effects of Macroeconomic Shocks on Sector-Specific Returns. *Applied Economics*, Vol. 35, PP. 201-207.
- Feldstein, M. (1980). Inflation and the Stock Market. *American Economic Review*, Vol. 70, PP. 839-847.
- Firth, M. (1979). The Relationship between Stock Market Returns and Rates of Inflation. *The Journal of Finance*, Vol. XXXIV, No. 3, PP. 743-749.
- Gjerde, Q., and Saettem, F. (1999). Causal Relations among Stock Returns and Macroeconomic Variables in a Small, Open Economy. *Journal of International Financial Markets*, Vol. 9, PP. 61-74.
- Graham, F. C. (1996). Inflation, Real Stock Returns and Monetary Policy. *Applied Financial Economic*, Vol. 6, PP. 29-35.
- Graham, M., Nikkinen, J. and Sahlstrom, P. (2003). Relative Importance of Scheduled Macroeconomic News for Stock Market Investors. *Journal of Economics and Finance*, Vol. 27, No. 2, PP. 153-165.
- Groenewold, N., Rourke, G. and Thomas, S. (1997). Stock Returns and Inflation: A Macro Analysis. *Applied Financial Economics*, Vol. 7, PP. 127-136.
- Ibrahim, M. H. (2003). Macroeconomic Forces and Capital Market Integration. *Journal of the Asia Pacific Economy*. Vol. 8, No. 1, PP. 19-40.

- Karamustafa, O., and Kucukkale, Y. (2002). Long-Run Relationships Between Stock Market Returns and Macroeconomic Performance: Evidence Turkey. <http://www.yakupkucukkale.com/studies/osman02.pdf>
- Kia, A. (2003). Forward Looking Agents and Macroeconomic Determinants of the Equity Price in a Small Open Economy. *Applied Financial Economics*, Vol. 13, PP. 37-54.
- Kwon, C. S., and T. S. Shin. (1999). Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns. *Global Finance Journal*, Vol. 10:1, PP. 71-81.
- Lee, B. S. (1992). Causal Relations among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation. *The Journal of Finance*, Vol. XLVII, No. 4, PP. 1591-1603.
- Lucas, Robert, E. (1978). Asset Prices in an Exchange Economy. *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, PP. 1426-1445.
- Maysami, R. C., and Koh, T. S. (2000). A Vector Error Correction Model of Singapore Stock Market. *International Review of Economics and Finance*, Vol. 9, PP. 79-96.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *Journal of Finance*, Vol. 7, PP. 77-91.
- Morelli, D. (2002). The Relationship between Conditional Macroeconomic Volatility Empirical Evidence Based on UK Data. *International Review of Financial Analysis*, Vol. 11, PP. 101-110.
- Mukherjee, T. K., and A. Naka. (1995). Dynamic Relations between Macroeconomic Variable and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model. *The Journal of Financial Research*. Vol. XVIII, NO.2, PP. 223-237.
- Naka, A., Mukherjee, T. and Tufte, D. (2000). Macroeconomic Variables and the Performance of the Indian Stock Market. <http://www.uno.edu/dtufte/bse-final.pdf>
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. (1996). Testing for the Existence of a Long-Run Relationship. *Department of Applied Economics (DAE) Working Paper, NO. 9622, Cambridge University*.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. in (ed) S. Strom, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, chapter 11. Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 16, PP. 289-326.

-
- Phillips, P. C. B., and Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Times Series Regression. *Biometrika*, Vol. 75, PP. 335-346.
- Poitras, M. (2004). The Impact of Macroeconomic Announcements on Stock Prices: In Search of State Dependence. *Southern Economic Journal*, Vol. 70, No.3, PP. 549-565.
- Sadeghi, M. (1992). Stock Market Response to Unexpected Macroeconomic News: The Australian Evidence. *IMF Working Paper*, No. 92/61.
- Sharpe, W. F. (1963). Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, Vol. 9, PP. 499-510.
- Sharpe, W. F. (1995). *Investment*. Prentice Hall, Inc., New Jersi.