۳

# تجزیه‌وتحلیل عدم تقارن میان شاخص سهام و نرخ تورم به کمک رویکرد هم‌انباشتگی پنهان: (مطالعه موردی ایران)

**عباسعلی ابونوری** *
**اسماعیل نادری** **
**نادیا گندلی علیخانی** ***
**پرستو عبداللهی** ****

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۴/۹

## چکیده

وجود دیدگاه‌های متفاوت در زمینه ارتباط میان بازدهی سهام و نرخ تورم که نشئت‌گرفته از اختلاف آراء میان اقتصاددانان مالی در این مورد می‌باشد، شواهدی از وجود عدم تقارن میان متغیرهای مذکور را نشان می‌دهد. بر پایه این دستاوردها، مطالعه حاضر به بررسی رابطه میان نرخ تورم و شاخص بازدهی بورس در اوراق بهادار تهران به کمک مدل CECM و مبتنی‌بر داده‌های سری‌زمانی ماهانه طی دوره زمانی فروردین ۱۳۸۳ لغایت شهریور ۱۳۹۰ پرداخته است. نکته قابل توجه آنکه مدل به‌کارگرفته‌شده در این تحقیق، علاوه‌بر تجزیه‌وتحلیل غیرخطی روابط بلندمدت میان متغیرها، از قابلیت بسیار مهم دیگری مبنی‌بر مدل‌سازی عدم تقارن موجود میان متغیرهای مختلف به‌ویژه متغیرهای مالی (مبتنی‌بر داده‌های تجزیه‌شده)، برخوردار می‌باشد. در همین راستا نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش نیز مؤید وجود ارتباط نامتقارن میان متغیرهای مذکور بوده به‌طوری‌که، تنها اجزای (تکانه‌های) منفی شاخص بورس و تورم با یکدیگر رابطه بلندمدت داشته و اجزاء مثبت آنها با یکدیگر ارتباط معناداری نداشته‌اند.

**واژه‌های کلیدی**: شاخص بورس، نرخ تورم، مدل CECM، عدم تقارن
**طبقه‌بندی Jel**: *G19، E31، C01، C58*

* استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز، دانشکده اقتصاد aba.abunoori@iauctb.ir
** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تهران naderi.ec@ut.ac.ir
*** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات خوزستان
n.alikhani@khouzesta.srbiau.ac.ir
**** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تهران p.abdollahi@ut.ac.ir

Archive of SID
www.SID.ir

## مقدمه

اساساً، در مطالعه رفتار عوامل مؤثر بر بازار و اساساً در سایه نگرش اقتصاد بازار، جستجوی متغیر یا متغیرهایی که بتوانند ارتباط بخش مالی اقتصاد را با بخش حقیقی اقتصاد توضیح دهند، از اهمیت بسیاری برخوردار می‌باشد. از سوی دیگر، ساختار مالی کشورها نیز تحت تأثیر بازارهای پولی و مالی قرار دارند، چراکه این بازارها، وظیفه تأمین منابع را برای بخش حقیقی اقتصاد برعهده دارند (ورساکلیس و کیرتسو[1]، ۲۰۰۸). ازاین‌رو است که، اقتصاددانانی نظیر *گلداسمیت*[2] (۱۹۶۹)، *مک کینون*[3] (۱۹۷۳)، شاو[4] (۱۹۷۳) و *لوین* و *زروس*[5] (۱۹۹۶) بر نقش کلیدی بازارهای مالی در دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی تأکید نموده‌اند. به اعتقاد آنان تفاوت در کمیت و کیفیت خدمات ارائه‌شده توسط مؤسسات مالی می‌تواند بخش مهمی از تفاوت در نرخ رشد بین کشورها را بازگو نماید. در این بین، بازار بورس به‌عنوان قلب تپنده بازارهای مالی، یکی از بدیل‌های سرمایه‌گذاری مولد در جامعه به‌شمار آمده و درحقیقت وظیفه اصلی آن، سوق دادن نقدینگی بخش خصوصی به‌سوی فعالیت‌های تولیدی و مولد می‌باشد و از این طریق مانع از گسترش اقتصاد زیرزمینی و فساد مالی شده و به گسترش مالکیت مردمی و در نتیجه توزیع عادلانه درآمد در جامعه کمک شایان توجهی می‌نماید (گیثا و همکاران[6]، ۲۰۱۱).

---

**1**. Varsakelis & Kyrtsou
**2**. Goldesmith
**3**. Mckinnon
**4**. Shaw
**5**. Levine & Zervos
**6**. Geetha et al.



Archive of SID
www.SID.ir

همچنین، با توجه به آنکه سرمایه‌گذاران بالقوه بازار بورس را طیف وسیعی در سطح جامعه تشکیل می‌دهند، فراهم نمودن بستری مناسب برای حضور گسترده این طیف و جلب اعتماد آنها، تحکیم بازار سرمایه و عمق بخشیدن به این بازار به‌عنوان یکی از اساسی‌ترین ابزارهای توسعه اقتصادی را به ارمغان خواهد آورد. لذا، شناسایی عوامل مؤثر بر بازدهی اوراق بهادار تأثیر بسزایی در تحلیل عمیق‌تر و اتخاذ تصمیم مناسب‌تر از طرف سرمایه‌گذاران دارد. یکی از این عوامل تورم است؛ چرا که تورم و اثرات مخرب آن یکی از مشکلات اساسی کشورهای درحال‌توسعه محسوب شده (فرکا[1]، ۲۰۱۲) به‌نظر می‌رسد نه‌تنها تورم نقش تعیین‌کننده‌ای در توسعه بازارهای پولی و مالی کشورهای درحال‌توسعه دارد، بلکه در کشورهای توسعه‌یافته، که قاعدتاً تورم پایین‌تری دارند نیز اثر چشمگیری بر بازارهای پولی و مالی خواهد داشت (برنز و همکاران، ۱۹۹۹).

مطالعات تجربی که رابطه تورم و بازده سهام را بررسی نموده‌اند، به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند، به‌گونه‌ای که هیچ‌گونه اجماع نظری میان اقتصاددانان وجود نداشته و تأثیر تورم بر بازده سهام و رابطه تورم و بازده سهام در کشورهای مختلف و در دوره‌های مختلف به موضوعی معماگونه تبدیل شده است (نوری‌موسی و همکاران[2]، ۲۰۱۲). بر این اساس، این مطالعه در صدد است تا رابطه تورم و شاخص بازدهی بورس اوراق بهادار تهران را بررسی نموده تا سمت‌وسوی ارتباط این متغیرها، نمایان‌تر و مشخص‌تر گردد. در این راستا، این سؤال که «آیا سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار می‌تواند به‌عنوان سپر تورمی عمل کند یا خیر؟»، نیز مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

## مروری بر پیشینه تحقیق

تفکر سنتی که نرخ بازده اسمیِ مورد انتظار دارایی، رابطه یک به یک مستقیم با تورم مورد انتظار دارد، ابتدا توسط فیشر (۱۹۳۰) مطرح شد. پس از آن، رابطه تورم

1. Farka
2. Nori Mousa et al.



Archive of SID
www.SID.ir

و بازده سهام توسط جف و مندلکر[1](۱۹۷۶)، بودی[2](۱۹۷۶)، نلسون[3](۱۹۷۶) و مدیلیانی و کوهن[4](۱۹۷۹)، نیز مورد بررسی قرار گرفت[5]. به‌دنبال این تحقیقات اولیه، فاما و اسچورت[6] (۱۹۷۷) تأثیر تورم را بر چند دارایی مختلف مورد آزمون قرار دادند. ایشان دریافتند که مطابق تحقیقات پیشین به‌نظر می‌رسد که سهام، سپر ضعیفی در برابر تورم منتظره و غیرمنتظره می‌باشد. درواقع بازده سهام به‌صورت منفی با تورم مورد انتظار، تورم غیرقابل‌انتظار و تغییرات در تورم مورد انتظار در ارتباط است.

از سوی دیگر، تحقیقات بین‌المللی نیز در مورد فرضیه فیشر به نتایج واحدی دست نیافتند. *گولتکین*[7](۱۹۸۳) فرضیه فیشر را در ۲۶ کشور با استفاده از دو دسته داده‌های سری زمانی و مقطعی مورد تجزیه‌وتحلیل قرار دادند، که نتایج مربوط به تجزیه‌وتحلیل سری‌های زمانی مغایر با فرضیه فیشر بوده، درحالی‌که نتایج مربوط به تجزیه‌وتحلیل مقطعی بیانگر آن بوده که کشورهای با تورم بالا نرخ بازده اسمی بالایی دارند. *سولنیک*[8] در مطالعه چندین کشور در سال ۱۹۸۳ مدل توسعه‌یافته فیشر، *گسک* و *رول*[9] را به‌کار برد و شواهد قوی‌ای مبنی‌بر رابطه علیت معکوس پیدا کرد.

*کال*[10](۱۹۸۷) در مطالعه‌ای، برای تبیین رابطه بین تورم و بازده سهام، بر نقش سیاست‌های پولی تأکید دارد. به بیانی دیگر، این پژوهش بیان می‌دارد که رابطه بین تورم و بازدهی سهام، بسته به اینکه سیاست‌های پولی موافق سیکلی یا مخالف

---

**1**. Jaffe & Mandelker

**2**. Bodie

**3**. Nelson

**4**. Modigliani and Cohn

**5** قابل توجه آنکه، با وجود رویکردهای مختلف همه آنها به یک رابطه منفی بین تورم و بازده سهام دست یافتند.

**6**. Fama & Schwert

**7**. Gultekin

**8**. Solnik

**9**. Geske & Roll

**10**. Kaul



Archive of SID
www.SID.ir

سیکلی است، می‌تواند مثبت یا منفی باشد. *هس و لی*[1](۱۹۹۹) بیان می‌کنند که شوک‌های طرف عرضه یک رابطه منفی بین تورم و بازدهی سهام ایجاد می‌کنند، درحالی‌که شوک‌های طرف تقاضا به یک رابطه مثبت منجر می‌شوند. بنابراین، رابطه واقعی بین این دو متغیر به اهمیت نسبی این شوک‌ها در اقتصاد بستگی دارد. *فلانری و پروتوپاپاداکیس*[2](۲۰۰۲) در مقاله خود اثر متغیر اقتصاد کلان بر شاخص بازده سهام نیویورک با استفاده از روش GARCH را مورد مطالعه قرار داده‌اند. سه متغیر از این متغیرها به‌صورت اسمی (شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده، قدرت برابری نرخ ارز و عرضه پول) و سه متغیر نیز به‌صورت واقعی (شامل شاخص رابطه تجاری، نرخ اشتغال و قیمت مسکن) در مدل به‌کارگرفته شده‌اند. نتایج نشان‌دهنده وجود رابطه (با علامت متفاوت برای متغیرها) بین این متغیرها و شاخص بازده سهام در غیاب متغیر تولید ناخالص ملی در مدل، بوده است.

دوو[3](۲۰۰۵). در مقاله‌ای با عنوان «سیاست‌های پولی، بازدهی سهام و تورم»، با استفاده از انتظارات عقلایی و داده‌های امریکا، به بررسی رابطه بین تورم و بازدهی سهام پرداخت. وی براساس مطالعه کال، نشان می‌دهد که رابطه مثبت بین بازدهی سهام و تورم در دهه ۱۹۳۰، اساساً به علت سیکل‌های قوی سیاست پولی بوده است و رابطه منفی بین بازده سهام و تورم طی دوره (۱۹۷۴-۱۹۵۲) به‌طور وسیع به علت شوک‌های طرف عرضه بوده که به‌طور نسبی از اهمیت بیشتری در آن دوره برخوردار است. همچنین، *میگنون و لردیک* ( ۲۰۰۵ ) به بررسی رابطه بین قیمت نفت و GDP می‌پردازند و وجود رابطه بلندمدت بین قیمت‌های نفت و GDP را در ۱۲ کشور اروپایی بررسی می‌کنند. آنها براساس مطالعات «شوردرت» بین افزایش‌های مثبت و منفی سری زمانی تمایز قائل می‌شوند و یک سری را به مقادیر اولیه آن و مجموع تجمعی مثبت و منفی تجزیه می‌کنند. برخلاف اقدامات صورت‌گرفته در این زمینه که براساس چارچوب هم‌انباشتگی استاندارد می‌باشد، آنها از تجزیه‌وتحلیل هم‌انباشتگی نامتقارن استفاده نمودند. *هنرور* (۲۰۰۹) در

**1**. Lee and Hess
**2**. Flannery & Protopapadakis
**3**. Du



Archive of SID
www.SID.ir

مقاله‌ای با عنوان «عدم تقارن در تغییرات قیمت بنـزین خـرده‌فروشـی و نفـت خـام ایالات متحده امریکا: با روش هم‌انباشتگی پنهان»، به بررسی بازار امریکـا بـه روش CECM پرداخته است و این مطالعه برای نخستین‌بـار از روش CECM بـرای بررسـی عدم تقارن استفاده نموده است.

لی[1] (۲۰۰۹) با روش VAR به این نتیجه دست یافت که فرضیه توهم تـورمی[2]، رویکرد مدیلیانی و کوهن برای آزمون نظریه فیشر، رابطه منفی بین تورم و بـازدهی سهام را پس از جنگ به‌خوبی توضیح می‌دهـد، امـا بـا رابطـه مثبـت قبـل از جنـگ ناسازگار می‌باشد. همچنین، لی[3] و همکاران (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای سعی نموده‌انـد تـا به این سؤال پاسخ دهند که آیا سهام می‌تواند به‌عنـوان سـپر تـورمی عمـل کنـد یـا خیر؟، به مطالعه رابطه بین بازدهی سهام و تورم در کوتـاه‌مـدت و میـان‌مـدت و بـا توجه به علل مختلف تورم پرداختند. آنان به این نتیجه دست یافتنـد کـه در مطالعـه کوتاه‌مدت تورم غیرمنتظره با بازدهی سهام رابطه منفی دارد درحالی‌کـه تـورم مـورد انتظار اثر اندکی دارد. در بلندمدت بر رابطه مثبت بـین تـورم موردانتظـار و بـازدهی سهام و رابطه منفی بین تورم غیرمنتظره و بازدهی سهام تأکید دارند.

*کونسـتانتینوس* و همکـاران[4] در سـال ۲۰۱۲ در مطالعـه‌ای بـه بررسـی اثـرات نامتقارن و نیز وجود روابط غیرخطی تورم میان شاخص قیمت بازار سهام در یونـان پرداختند. ایشان با استفاده از تجزیه‌وتحلیل هم‌انباشتگی نامتقارن و نیـز بـه‌کـارگیری مدل ARDL[5]، به این نتیجه دست یافتنـد کـه درجـات بـالایی از انعطـاف‌پـذیری در پویایی‌های روابط میان متغیرهای مذکور (در مقایسه با ساختار خطی کلاسیک میـان این متغیرها) وجـود داشـته و همچنـین یافتـه‌هـای آنهـا، شـواهدی دال بـر وجـود برهمکنش‌های غیرخطی و نامتقارن در رابطه تعادلی بلندمدت میان تورم و شـاخص سهام، ارائه نمود.

---

**1**. Lee
**2**. Inflation Illusion
**3**. Li
**4**. Constantinos et al.
**5**. Auto Regressive Distributed Lags



Archive of SID
www.SID.ir

*ابراهیم* و *آگباجه*[1] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای تحت عنوان «رابطه میان بازدهی سهام و نرخ تورم در کشور نیجریه» بر پایه داده‌های ماهانه متغیرهای مذکور طی دوره ۱۹۹۷:۱–۲۰۱۰:۱ و مدل ARDL، ضمن تأیید وجود روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرهای تحقیق، بر مثبت بودن رابطه این متغیرها، صحه گذاشتند.

*نایک* (۲۰۱۳) به بررسی رابطه متغیرهای کلان ازجمله تورم با بازار سهام با استفاده از داده‌های ماهانه ۱۹۹۴:۴ الی ۲۰۱۱:۴ به کمک روش جوهانسون ـ جویلیوس پرداخته است. نتایج این تحقیق مبنی‌بر منفی بودن رابطه تورم و سهام در هند بوده است.

در کشور ما نیز مطالعات متعددی در این زمینه، انجام شده است. *لطفی‌مزرعه‌شاهی* (۱۳۷۶) در مطالعه خود، اثر تورم بر بازده سهام را بررسی نمود. نتایج حاصل از تخمین وی با استفاده از آزمون‌های همبستگی و آنالیز رگرسیون بدین شرح می‌باشد که: اولاً، نرخ رشد سهام، سود خالص و سود تقسیمی این شرکت‌ها بیشتر از نرخ تورم بوده است. ثانیاً، رونق معاملات به علت رشد بی‌رویه قیمت سهام متأثر از افزایش توان بازدهی شرکت‌های مورد نظر در دوره مذکور می‌باشد.

*پیرائی* و *شهسوار*(۱۳۸۷) براساس تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ و انجام آزمون‌های ریشه واحد، تأثیرات متغیرهای مختلف اقتصادی مثل تولید ناخالص داخلی، حجم پول، تورم و نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران را در بلندمدت بررسی کرده‌اند. ایشان به این نتیجه رسیده‌اند که، ارتباط شاخص قیمت سهام با تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها به‌صورت مستقیم بوده و قیمت سهام ارتباط معکوسی با حجم پول و نرخ ارز دارد. همچنین، *پاشایی‌فام* و *امیدی‌پور* (۱۳۸۸) در مطالعه خود، به این نتیجه دست یافتند که دو متغیر نرخ ارز و و نرخ تورم در بلندمدت تأثیر منفی بر بازده واقعی سهام از خود نشان می‌دهند، درصورتی‌که تأثیر متغیر نوسانات قیمت نفت و قیمت نفت به‌ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر بازده واقعی سهام مثبت بوده است. *قاضی*

1. Ibrahim & Agbaje





Archive of SID

www.SID.ir

عسگر(۱۳۸۸) نیز تحقیقی در مورد رابطه میان نرخ تـورم و بـازده سـهام در بـورس اوراق بهادار تهران انجام داده است. وی فقدان رابطه معنی‌دار بـین تـورم و بـازدهی سهام و بین اجزاء کوتاه‌مدت و بلندمدت تورم بـا بـازدهی سـهام در ایـران را تأییـد کرد. مشیری و همکاران (۱۳۸۹) طی تحقیقی، به بررسی رابطه بازدهی سهام و تورم پرداخته‌اند. آنان با تجزیه‌وتحلیل موجک، نشان دادند که رابطه میان بازدهی سـهام و تورم در افق کوتاه‌مدت، ضـعیف و در افـق میـان‌مـدت و بلندمـدت مثبـت اسـت. ابریشمی و همکاران (۱۳۸۹) نیـز روش CECM را در بررسـی رابطـه بـین قیمـت و بهره‌وری انرژی به‌کار برده‌اند. ایشان با استفاده از روش کمکی شوردرت به بررسـی رابطه بلندمدت بین داده‌های تجزیه‌شده قیمت انرژی و بهره‌وری انرژی پرداخته‌انـد. نتایج این بررسی نشان‌دهنده هم‌انباشتگی نامتقارن بین قیمت و بهره‌وری بوده است.

همچنین، عزیزی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعـه‌ای تحـت عنـوان «بررسـی رابطـه تورم و بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: ارزیابی فرضیه جانشینی فامـا»، بـه بررسـی رابطه تورم و بازده سهام با کمک ابزار فیلتر هدریک ـ پرسـکات بـا اسـتفاده از داده‌هـای ماهانه طی دوره‌ی زمانی ۱۳۷۰:۱ الی ۱۳۸۷:۱۲ پرداختند. نتایج ااین تحقیق حـاکی از آن است که در دوره مورد بررسی، فرضیه فیشر در کوتاه‌مدت رد شده و منفی بـوده، رابطـه تورم و بازده حقیقی سهام در کوتاه‌مدت مربوط به تورم موقت است. این درحالی اسـت که در بلندمدت شاخص قیمت سهام سپر تورمی بوده و فرضیه فیشر تأیید می‌شود.

### ۱. تحلیل کمی تورم و شاخص بورس

ایران یکی از کشورهای صادرکننده نفت عضو اوپک بوده و بخـش قابـل‌تـوجهی از درآمدهای این کشور از طریق صادرات نفت و درآمدهای ارزی و ریـالی حاصـل از آن تأمین می‌شود، لذا، درپی وقوع تغییراتی در قیمـت نفـت، درآمـدهای کشـور بـا بی‌ثباتی شدیدی مواجه خواهد شد (پاشایی و امیـدی‌پـور، ۱۳۸۸)؛ کـه ایـن امـر بـا آمارهای موجود مبنی‌بر گسترش پدیده تورم در ایران بـا افـزایش و کـاهش قیمـت نفت، نیز تطابق دارد (دادگر و همکاران، ۱۳۸۵). ازجملـه مهـم‌تـرین تبعـات تـورم می‌توان به انتقال قدرت خرید در افراد جامعه و بالتبع فراهم شـدن شـرایط افـزایش شکاف طبقاتی در جوامع اشـاره کـرد. همچنـین، تغییـرات شـدید تـورم، موجبـات



Archive of SID
www.SID.ir

متضرر شدن شرکت‌های تولیدی را فراهم خواهد آورد، زیرا سطح تولید و درآمد شرکت‌ها کاهش یافته و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها به‌سمت سرمایه‌گذاری‌های زودبازده، تجاری و دلالی گرایش خواهند یافت.

از سوی دیگر، براساس نظریه پیگو، افزایش قیمت، ارزش حقیقی دارایی‌ها را کاهش داده و با عنایت به وجود رابطه مستقیم میان ارزش حقیقی دارایی‌ها و مصرف، کاهش ارزش حقیقی دارایی‌ها سبب کاهش مصرف شده و این امر سبب افزایش پس‌اندازها می‌گردد. با فرض اینکه پس‌انداز با سرمایه‌گذاری برابر باشد، سرمایه‌گذاری افراد به‌موازات افزایش در پس‌انداز، روبه‌رشد خواهد شد و لذا، با افزایش تورم، سرمایه‌گذاری افراد در بلندمدت افزایش می‌یابد. به‌هرترتیب تورم آثار متفاوتی بر اقتصاد بازار سرمایه دارد، از برخی جهات موجب کاهش ارزش شرکت‌ها و برخی جوانب آن موجب افزایش قیمت سهام شرکت‌ها می‌شود. همچنین، با بررسی آثار عمومی تورم می‌توان به این نتیجه رسید که آن‌دسته از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس که دارای دارایی‌هایی هستند که اثر تورم بر افزایش قیمت آنها بیشتر است، اثرات تورم در افزایش قیمت سهام آنان بیشتر خواهد بود و درنتیجه این سهام از مقبولیت بیشتری در نزد سهامداران برخوردار خواهند بود، چراکه هر سهامدار صاحب سهمی معادل با برگه سهام خود از شرکت بوده و با افزایش ارزش دارایی‌های شرکت بورسی انتظار افزایش قیمت بیشتری در سهام خود را خواهد داشت.

علاوه‌بر آن، در شرایط تورم، حوزه‌های مورد توجه مدیران و سرمایه‌گذاران به‌صورت قابل‌توجهی تغییر کرده و بسیاری از آنها علاقه‌مند به دانستن میزان تأثیر تورم و انتظارات تورمی بر بازده سهام هستند. با توجه به عدم توافق محققان بر نوع رابطه تورم و سهام، این موضوع اهمیت و حساسیت خاصی در اقتصاد یافته است، چراکه عده‌ای از محققان معتقدند تورم، بازده سرمایه‌گذاری در سهام را کاهش داده و عده‌ای نیز بر این باورند که تورم منجر به افزایش بازده سهام می‌شود. بنابراین، برای پوشش کامل اثرات تورم، نرخ بازده واقعی می‌بایست در دوره‌های تورمی حداقل یا بیشتر از نرخ بازده واقعی در دوره‌های غیرتورمی باشد. لذا، همواره مردم برای فرار از هزینه‌های تورم به‌دنبال سرمایه‌گذاری در مطمئن‌ترین بازارها می‌باشند



Archive of SID
www.SID.ir

تا علاوه‌بر مشارکت در تولید یا خدمات، بهره‌ای حداقل به میزان نرخ تورم دریافت کنند. به‌عنوان مثال، تجربیات به‌دست‌آمده در ترکیه نشان می‌دهد که مردم این کشور که دارای پس‌اندازهای فردی بوده و به‌دلیل وجود تورم بالای این کشور سرمایه‌گذاری در بورس این کشور را ترجیح داده‌اند، درنهایت به‌دلیل تأثیر منفی تورم بر بازده سهام به نتایجی خلاف تصورات آنها رسیده‌اند (برانسون، ۱۳۸۴).

آثار تورم بر بازده دارایی‌های مالی نیز، برای سال‌های متمادی، از موضوعات تئوریک مهم بوده است. نظر به اینکه نرخ تورم در سال‌های اخیر بسیار بالا بوده، بر اهمیت موضوع مذکور افزوده شده است. مبانی اولیه این اثر، به نظریه فیشر (۱۹۳۰) مربوط است. در نظریه مذکور، نرخ بهره اسمی به‌طور کامل منعکس‌کننده اطلاعات مربوط به نرخ تورم مورد انتظار است. این نظریه که «اثر فیشر» نامیده شده، مقبولیت گسترده‌ای میان اقتصاددانان دارد و نقش عمده‌ای در تئوری‌های پولی، مالی، و اقتصاد کلان دارد. همچنین اقتصاددانان مالی بر این باورند که ارتباط بین بازدهی سهام تورم با توجه به این نظریه قابل توضیح است. درحقیقت این نظریه قابل تعمیم به بازدهی تمام انواع دارایی‌ها می‌باشد (لی، ۲۰۰۹).

در همین راستا، در این بخش به تحلیل روند تغییرات تورم و شاخص بازدهی بورس در سال‌های اخیر خواهیم پرداخت. همان‌طور که جدول شماره (۱) نشان می‌دهد، تورم به‌صورت پایدار و نسبتاً باثباتی در سال‌های اخیر درحال افزایش بوده است. شاخص کل نیز افزایش یافته، اگرچه در سال ۸۳ بازدهٔ کل سرمایه‌گذاری بر سهام با رقمی معادل ۱۳/۶ درصد، نسبت به سال ۱۳۸۲ کاهش چشمگیری داشته و در مقایسه با میانگین ۵۰ درصدی دورهٔ پنج‌ساله منتهی به سال ۱۳۸۲ بازدهٔ قابل‌توجهی محسوب نمی‌شود، اما براساس نماگرهای مختلف، فعالیت و معیارهای سنجش عملکرد، بازار سرمایه در این سال همچنان به‌عنوان یکی از بخش‌های فراهم‌آورنده فرصت سرمایه‌گذاری در اقتصاد ملی مطرح بوده است. در سال ۸۴ نیز ناپایداری بازار و کاهش شاخص قیمت، بعد انتخابات ریاست‌جمهوری در سوم تیر ۱۳۸۴، براساس تجربه سال‌های انتخاباتی ۱۳۷۲، ۱۳۷۶ و ۱۳۸۰ حاکی از اثر منفی انتخابات بر نماگرهای بورس، کاملاً قابل پیش‌بینی بوده و منجر به کاهش این نرخ شده است. در سال ۸۶ این شاخص به بالاترین رکورد خود طی سال‌های فعالیت بورس رسیده و در



Archive of SID
www.SID.ir

سال ۸۷ کاهش اندکی در این شاخص مشاهده می‌شود. علت این کاهش را می‌توان بحران مالی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ عنوان نمود که بعد از کاهش قیمت نفت و فولاد شاخص بورس سقوط داشته است. در سال‌های ۸۸ و ۸۹ شاهد رشد شاخص مذکور هستیم.

**جدول شماره (۱). آمار نرخ تورم و شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران**

| سال متغیر | ۱۳۸۱ | ۱۳۸۲ | ۱۳۸۳ | ۱۳۸۴ | ۱۳۸۵ | ۱۳۸۶ | ۱۳۸۷ | ۱۳۸۸ | ۱۳۸۹ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| نرخ تورم | ۱۵/۸ | ۱۵/۶ | ۱۵/۲ | ۱۰/۴ | ۱۱/۹ | ۱۸/۴ | ۲۵/۴ | ۱۰/۸ | ۱۲/۴ |
| شاخص قیمت و بازده نقدی | ۱۱۳۴۵/۹ | ۲۷۰۷۴/۹ | ۳۰۷۶۲ | ۲۶۸۴۹/۸ | ۳۰۷۸۶ | ۳۶۱۹۳ | ۳۲۱۱۷ | ۵۱۰۰۶ | ۹۴۷۷۶ |

منبع: وب‌سایت رسمی بانک مرکزی

## ۲. روش تحقیق

روش هم‌انباشتگی پنهان (*CECM*) توسط گرنجر و یونزدر سال ۲۰۰۲ ایجاد شد. آنان به کمک مدل CECM، به بررسی هم‌انباشتگی میان ترکیبات مثبت و منفی تجمعی داده‌های سری زمانی پرداختند. براساس این نظریه درصورتی‌که ترکیبات داده‌های دو سری زمانی (مثبت و منفی) هم‌انباشتگی داشته باشند، آن‌گاه داده‌های مذکور دارای ارتباط هم‌انباشتگی پنهان می‌باشند. هم‌انباشتگی پنهان به‌عنوان مثال یک نوع هم‌انباشتگی غیرخطی است که با آزمون‌های معمول هم‌انباشتگی خطی در رابطه با آن با شکست مواجه شده است. شرح مدل مذکور از این قرار است که: فرض کنید که $x_t$ و $y_t$ دو متغیر تصادفی سری زمانی هستند که به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

(۱

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t = x_0 + \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i$$

(۲

$$y_t = y_{t-1} + \eta_t = y_0 + \sum_{i=1}^{t} \eta_i$$

که در آن $t= 1,.....T$ و $x_0$ و $y_0$ ارزش اولیه $x_t$ و $y_t$ می‌باشند. میانگین $\varepsilon_t$ و $\eta_t$ مساوی صفر است که این دو جمله اخلال هستند. یک هم‌انباشتگی نرمال زمانی وجود دارد که $\{y_t, x_t\}$ هم‌انباشته شوند و بردار هم‌انباشتگی آنها خطی باشد. زمانی‌که تغییرات $\{y_t, x_t\}$ نامتقارن باشد، می‌توان یک هم‌انباشتگی پنهان با بردار





Archive of SID

www.SID.ir

غیرخطی بین آنها به‌دست آورد. گرنجر و یون (۲۰۰۲) شوک‌های مثبت و منفی را در این معادلات این‌گونه تعریف کرده‌اند:

(۳

$$\varepsilon_i^+ = Max(\varepsilon_i, o)\ ,\varepsilon_i^- = \min(\varepsilon_i, o)\ ,\ \eta_i^t = Max(\eta_i, o), \eta_1^- = \min(\eta_i, o)$$ و

$$\varepsilon_i = \varepsilon_i^+ + \varepsilon_i^-$$

بنابراین:

(۴

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t = x_o + \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i^+ + \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_i^-\ ,\ y_t = y_{t-1}\eta_t = y_o + \sum_{i=1}^{t} \eta_1^+ + \sum_{i=1}^{t} \eta_i^-$$

می‌توان براساس نمادها، روابط را ساده نمود؛ بدین صورت که:

$$x_t^- = \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_t^-\ ,x_t^t = \sum_{i=1}^{t} \varepsilon_t^+\ ,\ y_t^- = \sum_{i=1}^{t} \eta_t^-\ ,y_t^+ = \sum_{i=1}^{t} \eta_t^+$$

بنابراین، طبق فرمول‌های بالا خواهیم داشت:

(۵

$$x_t = x_o + x_t^+ + x_t^- \quad \text{و} \quad y_t = y_o + y_t^+ + y_t^-$$

در این جریانات که $\Delta x_t^+ = \varepsilon_t^+$ و $\Delta x_t^- = \varepsilon_t^-$ و $\Delta y_t^+ = \eta_t^+$ و $\Delta y_t^- = \eta_t^-$ توسط این روش فراهم شده است، برآورد مقادیر تفاضل مرتبه اول ($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$) برای هر دو سری زمانی وجود دارد و ارقام مختلفی در تغییرات مثبت و منفی (به‌عنوان مثال: $\Delta x_t^+, \Delta x_t^-$) دیده می‌شود. مرحله بعدی محاسبه تغییرات مثبت و منفی تجمعی یک زمان معین برای همه متغیرها می‌باشد (به‌عنوان مثال: $x_t^+ = \sum \Delta x_t^+, x_t^- = \sum \Delta x_t^-$ زمانی هم‌انباشته پنهان هستند که ترکیبات آنها هم‌انباشته باشد. احتمال بررسی هم‌انباشتگی پنهان بین همه ترکیبات محتمل اجزای مثبت و منفی $\{y_t, x_t\}$ وجود دارد. طبق گفته گرنجر و یون (۲۰۰۲)، ممکن است ما با یک شرح ۴ موردی بین $\{x_t^+, y_t^+\}$ و یا $\{x_t^-, y_t^-\}$ مواجه شویم:

۱. هیچ‌یک از $\{x_t^+, y_t^+\}$ و $\{x_t^-, y_t^-\}$ هم‌انباشتگی پنهان نداشته باشند در آن صورت $x$ و $y$ هم‌انباشته نیستند.



Archive of SID
www.SID.ir

۲. هریک از $\{x_t^+, y_t^+\}$ و یا $\{x_t^-, y_t^-\}$ و نه هر دوی آنها هم‌انباشتگی پنهان داشته باشند. در آن صورت $x$ و $y$ نامتقارند.

۳. هم $\{x_t^+, y_t^+\}$ و یا $\{x_t^-, y_t^-\}$ هم‌انباشتگی پنهان داشته باشند. اما بردارهای هم‌انباشتگی آنها مختلف باشد در آن صورت $x$ و $y$ انباشته نیستند.

۴. هر دو $\{x_t^+, y_t^+\}$ و یا $\{x_t^-, y_t^-\}$ هم‌انباشتگی پنهان داشته باشند و بردارهای هم‌انباشتگی آنها مشترک یا هم‌جهت باشد. در آن صورت $x$ و $y$ انباشته هستند.

مدل CECM شبیه مدل ECM، به‌استثنای تجزیه تغییرات قیمت با اجزای مثبت و منفی استاندار است. با ملاحظه ECM استانداردشده اگر $\{y_t, x_t\}$ هم‌انباشته باشند با یک بردار هم‌انباشتگی (1,β) در آن صورت مدل ECM می‌تواند عدم تقارن برون‌زا را توضیح دهد.

(۶)

$$\Delta y_t = \psi_0 + \psi_1(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k} \psi_{x_i} \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^{p} \psi_{y_j} \Delta y_{t-j} + v_t$$

$$\Delta x_t = \gamma_o + \gamma_1(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{xi} \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_{y-j} \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

طبق نظر گرنجر و یون (۲۰۰۲) عدم تقارن هم‌انباشتگی بین یک جفت از ترکیبات داده‌هایی است که این داده‌ها در بین پارامترهای تعدیل‌شده تفاضلی نیستند. جمله اصلاح خطا در مدل CECM تعدیلات تعادل بلندمدت بین اجزای هم‌انباشته تعبیر می‌شود؛ درحالی‌که وقفه در اولین تفاضل در این مدل تعدیلات کوتاه‌مدت که تعادل بلندمدت پنهان دارد را تفسیر می‌نماید. اگرچه این مدل براساس مدل دو گام انگل ـ گرنجر بوده، اما در پی تحمیل ساختاری یک بردار هم‌انباشتگی بین x , y نیست، بلکه تحقیقی میان همه هم‌انباشتگی‌های موجود میان اجزای مختلف داده‌ها است.

همان‌گونه که *مک‌کینان* (۱۹۹۱) ارزش مقادیر بحرانی را برای آزمون هم‌انباشتگی به‌صورت قابل اجرا درآورد، گرنجر و یون (۲۰۰۲) نیز این مقادیر را برای آزمون هم‌انباشتگی بر پایه مدل CECM نشان داده‌اند. فرض کنید که $\{x_t^+, y_t^+\}$ تنها ترکیباتی هستند که هم‌انباشتگی با بردار هم انباشتگی (1,β) دارند و لذا مدل ECM می‌تواند تعیین کند که:



Archive of SID
www.SID.ir

(۷

$$\Delta y_t^+ = \psi_0 + \psi_1 (Y_{T-1}^+ - \beta x_{t-1}^+ -) + \sum_{i=1}^{k} \psi_{xi} \Delta x_{t-i}^+ + \sum_{j=1}^{p} \psi_{y_j} \Delta y_{t-j}^+ + \gamma_t$$

$$\Delta x_t^+ = \gamma_o + \gamma_1 (y_{t-1}^+ - \beta x_{t-1}^+) + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{xi} \Delta x_{t-i}^+ + \sum_{j=1}^{p} \gamma_{y_j} y_{t-j}^+ + \varepsilon_t$$

اگر $\{x_t^-, y_t^-\}$ همانباشته باشند، ما می‌توانیم نتایج مدل ECM را برای تغییرات منفی نشان دهیم (هنرور، ۲۰۰۹).

## ۳. توصیف داده‌ها و تصریح مدل

در این پژوهش، متغیرهای نرخ تورم و شاخص بورس اوراق بهادار تهران به‌کار بسته شده است. این داده‌ها به‌صورت سری‌زمانی ماهانه از فروردین ۱۳۸۳ لغایت شهریور ۱۳۹۰ بوده، که اطلاعات مربوط به آمار داده‌ها به‌ترتیب از بانک مرکزی ایران و سازمان بورس اوراق بهادار جمع‌آوری شده‌اند. با توجه به اینکه، هدف اصلی این مطالعه بررسی اثرات نامتقارن بلندمدت میان شاخص بورس اوراق بهادار تهران و نرخ تورم بوده، متغیرهای به‌کارگرفته‌شده به‌صورت زیر می‌باشند:

TD: شاخص بازدهی بورس اوراق بهادار تهران؛

+TD: مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) شاخص بازدهی بورس تهران؛

-TD: مجموع تجمعی منفی (اجزاء منفی) شاخص بازدهی بورس تهران؛

IN: نرخ تورم؛

$^{+}$IN: مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) نرخ تورم؛

$^{-}$IN: مجموع تجمعی منفی (اجزاء منفی) نرخ تورم.

اساساً، پیش از مدل‌سازی داده‌های سری‌زمانی، باید مانایی آنها بررسی شود، زیرا در صورت نامانا بودن سری‌های زمانی، احتمال رگرسیون کاذب وجود دارد. در چنین شرایطی، نتایج تخمین قابل اعتماد نخواهد بود، به این علت که، آماره‌های میانگین، واریانس و کوواریانسِ متغیّرهای نامانا در طول زمان تغییر می‌کنند و این امر منجر به تغییر و بی‌ثباتی آماره‌ی t و بالتبع آماره‌ای F و $R^2$ می‌شود. بنابراین، در این مطالعه نیز برای جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب، به بررسی مانایی متغیّرهای پژوهش در قالب جدول شماره (۲) پرداخته خواهد شد.



Archive of SID
www.SID.ir

**جدول شماره (۲). بررسی مانایی متغیرها**

| نام متغیر | نوع آزمون | آماره محاسباتی درسطح ۵٪ | آماره بحرانی | نتیجه آزمون |
|---|---|---|---|---|
| *TD* | *ADF* | ۱/۷۷ | -۱/۹۴ | نامانا*I(1)* |
| | فیلیپس- پرون | ۲/۳۳ | -۱/۹۴ | نامانا *I(1)* |
| $TD^+$ | *ADF* | ۱/۱۷ | -۱/۹۴ | نامانا *I(1)* |
| | فیلیپس- پرون | ۱/۲۶ | -۱/۹۴ | نامانا *I(1)* |
| $TD^-$ | *ADF* | ۱/۰۹ | -۱/۹۴ | نامانا *I(1)* |
| | فیلیپس- پرون | ۱/۰۹ | -۱/۹۴ | نامانا *I(1)* |
| *IN* | *ADF* | -۱۱/۳۵ | -۱/۹۴ | مانا *I(0)* |
| | فیلیپس- پرون | -۱۱/۱۹ | -۱/۹۴ | مانا *I(0)* |
| $IN^+$ | *ADF* | ۶/۰۹ | -۱/۹۴ | نامانا *I(1)* |
| | فیلیپس- پرون | ۱۰/۰۶ | -۱/۹۴ | نامانا *I(1)* |
| $IN^-$ | *ADF* | ۱/۹۵ | -۱/۹۴ | نامانا *I(1)* |
| | فیلیپس- پرون | ۲/۸۱ | -۱/۹۴ | نامانا *I(1)* |

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول فوق نشان می‌دهد که، تمامی متغیرهای مدل جز نرخ تورم، نامانا و هم‌انباشته از مرتبه اول هستند. همچنین، نتایج این جدول بیانگر این امر است که، تخمین رابطه میان دو متغیر شاخص بورس اوراق بهادار تهران و نرخ تورم به روش OLS نادرست بوده است، زیرا مرتبه هم‌انباشتگی این دو متغیر با هم برابر نیستند، لذا، رابطه بلندمدتی میان متغیرهای مذکور وجود ندارد. در چنین شرایطی، می‌توان وجود رابطه هم‌انباشتگی پنهان میان اجزاء این متغیرها را به کمک روش دومرحله‌ای انگل ـ گرنجر آزمون نمود. در این روش ابتدا یک رابطه رگرسیونی میان متغیرهای نامانا تخمین زده می‌شود و سپس به بررسی مانایی پسماندهای معادله برآوردی پرداخته خواهد شد. درصورتیکه، این پسماندها مانا باشند، آن‌گاه میان متغیرهای مورد بررسی، رابطه بلندمدت وجود دارد. نتایج این آزمون در جدول شماره (۳) ارائه شده است.

**جدول شماره (۳). بررسی مانایی پسماندها**

| نام متغیر | نوع آزمون | آماره محاسباتی درسطح ۵٪ | آماره بحرانی | نتیجه آزمون |
|---|---|---|---|---|
| E1 | ADF | -۱/۲۸ | -۱/۹۴ | نامانا I(1) |
| | فیلیپس- پرون | -۰/۷۸ | -۱/۹۴ | نامانا I(1) |
| E2 | ADF | -۲/۰۲ | -۱/۹۴ | مانا I(0) |
| | فیلیپس- پرون | -۲/۱۱ | -۱/۹۴ | مانا I(0) |
| E3 | ADF | -۲/۷۸ | -۱/۹۴ | مانا I(0) |
| | فیلیپس- پرون | -۲/۰۶ | -۱/۹۴ | مانا I(0) |
| E4 | ADF | -۰/۸۰ | -۱/۹۴ | نامانا I(1) |
| | فیلیپس- پرون | -۰/۸۴ | -۱/۹۴ | نامانا I(1) |

منبع: یافته‌های تحقیق





Archive of SID

www.SID.ir

در جدول شماره (۳)، E1، پسماند معادله رگرسیونی میان متغیرهای ($TD^+$ و $IN^+$)، E2، پسماند معادله رگرسیونی میان متغیرهای ($TD^-$ و $IN^-$)، E3؛ پسماند معادله رگرسیونی میان متغیرهای ($TD^+$ و $IN^-$) و E4؛ پسماند معادله رگرسیونی میان متغیرهای ($TD^-$ و $IN^+$) است. نتایج این جدول بیانگر مانایی پسماندهای E2 و E3 و همچنین نامانایی پسماندهای E1 و E4 می‌باشد. در نتیجه متغیرهای ($TD^-$ و $IN^-$) و ($TD^+$ و $IN^-$) دو به دو با یکدیگر رابطه بلندمدت دارند. فرم تصریحی رابطه بلندمدت این متغیرها از قرار زیر می‌باشد:

(۸

$$TD^- = 10/38 + 0/005\ IN^-$$
$$t: (4/48)\quad (23/12)$$

(۹

$$TD^+ = -11/83 - 0/005\ IN^-$$
$$t: (-5/18)\quad (23/50)$$

بنابراین میان شاخص بورس اوراق بهادار تهران و نرخ تورم، هم‌انباشتگی پنهان وجود دارد. با توجه به این امر، برای بررسی رابطه پویا میان متغیرهای معادلات (۸) و (۹) از مدل CECM استفاده خواهد شد. اما پیش از استفاده از این مدل، تعیین وقفه بهینه الزامی بوده، چراکه نتایج مدل مذکور به‌شدت به تغییر وقفه حساس می‌باشد. در این مطالعه، وقفه بهینه به کمک مدل VAR تعیین شده است.

به‌منظور تعیین وقفه مناسب میان متغیرهای ($TD^-$ و $IN^-$)، از معیار اطلاعات آکائیک (AIC)، معیار بیزین ـ شوارتز (SBC)، هنان–کوئین (HQ)، خطای پیش‌بینی نهایی (FPE) و آزمون نسبت درست‌نمایی تعدیل‌شده (LR) استفاده می‌شود. آماره‌های مذکور برای وقفه‌های ۱ الی ۸ آزمون شده و طبق تمامی معیارها، وقفه بهینه برابر ۲ می‌باشد. همچنین برای تعیین وقفهٔ بهینه میان متغیرهای ($TD^+$ و $IN^-$) نیز از معیارهای فوق بهره جسته شده و نتایج این آماره‌ها بیانگر ۳ وقفه به‌عنوان بهترین وقفه بوده است. لازم به ذکر است که: تعداد وقفه‌های بهینه در مدل CECM، از لحاظ عددی یک واحد کوچک‌تر از حالت معمول است؛ زیرا در این مدل متغیرها به‌صورت تفاضلی هستند و درحقیقت یک وقفه در آنها وجود دارد. بنابراین، نتایج تخمین مدل CECM به‌شرح زیر است:



Archive of SID
www.SID.ir

(۱۰

$$dTD^{-} = -0/52 + 0/15\ dIN^{-}_{t-1} + 0/71\ dTD^{-}_{t-1} - 0/59\ E2_{t-1}$$
$$t: \ (-1/01)\ \ (9/93)\qquad (6/37)\qquad (-14/03)$$

(۱۱

$$dTD^{+} = 0/43 - 0/01 dIN^{-}_{t-1} - 0/001 dIN^{-}_{t-2} + 0/55 dTD^{+}_{t-1} + 0/53 dTD^{+}_{t-2} - 0/46 E3_{t-1}$$
$$t: (1/22)\ \ (-12/4)\ \ \ (-1/94)\qquad (5/77)\qquad (5/54)\qquad (-17/33)$$

همان‌گونه که بیان شد، تورم یکی از مهم‌ترین شاخص‌های بی‌ثباتی اقتصادی در سطح کلان محسوب می‌شود. مطابق با تئوری‌های اقتصادی، انتظار بر این است که ثبات نسبی سطح قیمت‌ها، اثر مثبت بر انتظارات سرمایه‌گذاران داشته باشد. پس می‌توان گفت که پایین‌تر بودن نرخ تورم اثر مثبتی بر سطح فعالیت‌های اقتصادی دارد (طبق نظریه پراکسی).

نتایج معادله (۱۰) با اشارات تئوریکِ مطرح‌شده (نظریه فیشر) مطابقت دارد به این صورت که اجزای منفی (تکانه‌های منفی) شاخص بورس اوراق بهادار تهران با اجزای منفی تورم (تکانه‌های منفی) رابطه مستقیم داشته است؛ این به آن معنا است که کاهش تورم منجر به کاهش شاخص بورس اوراق بهادار شده اما نه به همان اندازه کاهش تورم؛ بلکه اگر میزان تورم ۱ واحد کاهش یابد، میزان شاخص بورس ۰/۱۵ واحد در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد. درواقع رابطه یک به یک نیست. ضریب E2(-1) در مدل‌های فوق نیز بیانگر همگرا بودن تکانه‌های شاخص بورس و تورم است؛ بنابراین، اگر یک تکانه از تورم به شاخص بورس وارد شود، آن‌گاه شاخص بورس پس از حدود دو دوره به تعادل بلندمدت بازمی‌گردد.

معادله (۱۱) نیز نشان می‌دهد که اجزای مثبت شاخص بورس اوراق بهادار تهران با اجزای منفی نرخ تورم در کوتاه‌مدت رابطه معناداری دارد. در راستای توضیح این رابطه می‌توان اظهار داشت که همراه با کاهش سطح قیمت‌ها، سودآوری شرکت‌های بورس نیز کاهش یافته و همچنین با کاهش نرخ تورم، انتظار بر این است که نرخ بازده اسمی در تمامی فعالیت‌های اقتصادی کاهش یابد؛ پس کاهش آن منجر به کاهش شاخص بورس که نرخ اسمی است، خواهد شد.

انتظار بر این است که اثرات متغیرهای اقتصادی مانا، بر یکدیگر در طول زمان روبه‌کاهش باشد؛ به‌عبارت دیگر در دوره‌های گذشته اثر کمتری داشته باشند. با





Archive of SID

www.SID.ir

توجه به جدول شماره (۱۱) ضریب اجزای منفی نرخ تورم برای یک دوره قبل (یک ماه قبل) برابر با ۰/۰۱- بوده که برای دو دوره قبل (دو ماه قبل) به ۰/۰۰۱- از نظر قدر مطلق کاهش یافته است؛ که این موضوع مطابق با مباحث اقتصادسنجی سری زمانی می‌باشد. همچنین ازآنجاکه خود متغیر نشان‌دهنده پایداری اجزای مثبت شاخص بورس است، لذا تغییر ناچیز آن برای دو دوره قبل قابل توجیه است. علاوه‌بر آن، ضریب $E3(-1)$ نیز نشان می‌دهد، تکانه‌های شاخص بورس و تورم همگرا می‌باشد؛ در این صورت اگر یک تکانه از جانب تورم به شاخص بازدهی بورس وارد شود، آن‌گاه شاخص بورس پس از حدود دو دوره مجدداً به تعادل بلندمدت خود بازمی‌گردد.

## نتیجه‌گیری

اصولاً تورم آثار متفاوتی بر اقتصاد، به‌ویژه بازار سرمایه دارد. با توجه به اینکه کشور ما در دو دهه گذشته تورم را به‌طور مستمر تجربه کرده است، تأثیر آن بر بازار سرمایه و سرمایه‌گذاری حائز اهمیت است.

هدف از این پژوهش بررسی عدم تقارن تورم و شاخص بازدهی بورس اوراق بهادار تهران است. ادبیات موضوع بیانگر وجود دیدگاه‌های مختلف و کاملاً متفاوت درباره رابطه بازده سهام و تورم است. به‌گونه‌ای که هیچ‌گونه اجماع نظری میان اقتصاددانان و دانشمندان مالی وجود ندارد. بدین معنا که گروهی رابطه مثبت، و برخی رابطه منفی میان تورم و بازده سهام را از نظر تجربی آزمون کرده‌اند، درحالی‌که بعضی دیگر از محققان، نتیجه گرفته‌اند که هیچ‌گونه رابطه معنی‌داری میان دو متغیر فوق وجود ندارد. در این پژوهش تلاش شده است تا رابطه بین این دو متغیر با مدل اقتصاد سنجی مورد آزمون قرار گیرد.

برای نیل به هدف تحقیق، طبق اصول اولیه اقتصاد سنجی مانایی متغیرها با استفاده از دو آزمون دیکی‌فولر و فیلیپس‌پرون بررسی شد. نتایج حاصل از این آزمون‌ها نشان داد که سری زمانی شاخص بورس اوراق بهادار تهران نامانا است. با بررسی مانایی در تفاضل مرتبه اول سری‌زمانی شاخص بورس اوراق بهادار تهران درنهایت نشان داد که براساس معیار ADF و فیلیپس‌پرون این I(1) می‌باشد و



Archive of SID
www.SID.ir

سری‌زمانی تورم I(0) است. پس تخمین رابطه میان دو متغیر شاخص بورس اوراق بهادار تهران و نرخ تورم به روش OLS نادرست بوده، زیرا مرتبه هم‌انباشتگی این دو متغیر با هم برابر نیست. می‌توان این‌گونه بیان کرد که میان شاخص بورس اوراق بهادار تهران و تورم رابطه بلندمدتِ خطی وجود ندارد.

در ادامه بررسی، با به‌کارگیری مدل CECM، به بررسی رابطه بلندمدت غیرخطی (همجمعی پنهان) و مدل‌سازی آن در میان اجزای مثبت و منفی متغیرها پرداخته شد. برای انجام این مدل داده‌های شاخص بورس و تورم را تجزیه نموده و سپس مانایی آنها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج، نشان می‌دهد شوک‌های مثبت و منفی این دو متغیّر نامانا می‌باشد. تمامی متغیّرهای مورد بررسی با یک مرتبه تفاضل‌گیری، مانا شده است؛ درواقع این متغیّرها هم‌جمع از مرتبه اول (I(1)) هستند. بنابراین می‌توان به بررسی رابطه بلندمدت میان آنها پرداخت. برای این منظور، یک رگرسیون OLS میان متغیّرهای ($TD^+$ و $IN^+$)، ($TD^-$ و $IN^-$)، ($TD^-$ و $IN^+$) و ($TD^+$ و $IN^-$) تخمین زده و سپس به بررسی مانایی پسماندهای هریک از آنها پرداخته شد. پس از بررسی مشخص شد که پسماندهای ($TD^-$ و $IN^-$) و ($TD^+$ و $IN^-$) مانا بوده و دو به دو با یکدیگر رابطه بلندمدت دارند.

نتایج گویای این مطلب بود:

۱. میان اجزای منفی (تکانه‌های منفی) شاخص بورس اوراق بهادار تهران با اجزای منفی نرخ تورم در کوتاه‌مدت رابطه مستقیم وجود داشته است، این امر بدین معناست که کاهش نرخ تورم منجر به کاهش شاخص بازدهی بورس اوراق بهادار تهران می‌شود و اگر میزان تورم یک واحد کاهش یابد، در آن صورت شاخص بازدهی بورس ۰/۱۵ واحد کاهش خواهد یافت؛ بنابراین این دو متغیر با یکدیگر رابطه مستقیم دارند؛ همچنین اگر یک تکانه از جانب تورم به شاخص بازدهی بورس وارد شود، آن‌گاه شاخص بورس پس از حدود دو دوره مجدداً به تعادل بلندمدت خود بازمی‌گردد.

۲. اجزای مثبت شاخص بورس اوراق بهادار تهران با اجزای منفی نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطه منفی معناداری داشته، همچنین اگر یک تکانه از جانب تورم به شاخص بازدهی بورس وارد شود، آن‌گاه شاخص بورس پس از حدود



Archive of SID
www.SID.ir

شش دوره مجدداً به تعادل بلندمدت خود بازمی‌گردد.

۳. میان اجزای مثبت تورم و اجزای مثبت و منفی شاخص بورس رابطه معناداری وجود ندارد.

در مجموع نتایج تحقیق بیانگر وجود یک رابطه تعادلی نامتقارن میان نرخ تورم و شاخص بورس اوراق بهادار است. زیرا آزمون وجود رابطه بلندمدت میان اجزای مثبت تورم و اجزای مثبت و منفی شاخص بورس مورد تأیید واقع نشده و درحقیقت، افزایش تورم منجر به ایجاد تغییری در شاخص بورس نمی‌شود. بدین معنا که شوک‌های مثبت تورم و شاخص بورس از یکدیگر مستقل هستند. این درحالی است که اجزای منفی تورم با اجزای منفی شاخص بورس رابطه مستقیم و با اجزای مثبت این متغیر ارتباط غیرمستقیم را نشان داده است. لذا، تنها کاهش تورم است که بر شاخص بورس اثرگذار بوده و موجب کاهش شاخص بورس می‌شود.

هرچند نتایج این تحقیق، اثرگذاری تورم بر شاخص بورس را نامتقارن نشان داده است، اما می‌توان دریافت که این امر با فرضیه فیشر سازگاری دارد؛ زیرا این فرضیه، بازدهی واقعی بورس و نرخ تورم را مستقل از یکدیگر دانسته و نتیجه سوم این مطالعه نیز مهر تأییدی بر این بخش از فرضیه فیشر است. همچنین از زاویه‌ای دیگر فرضیه فیشر بیان می‌دارد که با تغییر تورم، مردم انتظارات تورمی خود را به‌طور صحیح بر بازده اسمی سهام وارد کرده و به‌طور یک به یک بازدهی اسمی سهام خود را در مقابل تغییرات تورم تعدیل می‌کنند؛ بدین‌ترتیب، بخش دوم تئوری مذکور نیز با عنایت به نتایج اول و دوم این پژوهش مورد تأیید قرار گرفته است.

در مقایسه مطالعه‌حاضر با سایر مطالعات انجام‌شده در زمینه نوع ارتباط نرخ تورم و شاخص بورس، می‌توان اظهار داشت که یافته‌های این تحقیق با نتایج مطالعات نایک (۲۰۱۳)، ابراهیم و آگباجه (۲۰۱۳)، الاجیدد و پاناگیاتیدیس[1] (۲۰۱۲)، گیشا و همکاران (۲۰۱۱)، وی[2] (۲۰۱۰)، عزیزی و همکاران (۱۳۹۱)، پورزمانی و همکاران (۱۳۸۹)، مشایخ و حاجی‌مرادخانی (۱۳۸۸)، دباغ‌نسب (۱۳۸۵)، عزیزی (۱۳۸۳)، رزاقی (۱۳۸۲) و یحیی‌زاده‌فر و صمیمی (۱۳۷۶) سازگار

1. Alagidede & Panagiotidis
2. Wei



Archive of SID
www.SID.ir

بوده است؛ درحالی‌که با نتایج اوکسمان[1] (۲۰۱۲)، تحقیقات فرکا (۲۰۱۲)، یه و چی[2] (۲۰۰۹)، نسر و قزوانی[3] (۲۰۰۷)، ساری و سویتاس[4] (۲۰۰۵)، عمران و پوینتون[5] (۲۰۰۱)، بارنز[6] (۱۹۹۹)، مشیری و همکاران (۱۳۸۹)، سعیدی و کوهساریان (۱۳۸۸)، سعیدی و امیری (۱۳۸۷)، تهرانی و همکاران (۱۳۸۸)، پاشایی و امیدی‌پور (۱۳۸۸) و احمدپور و غلامی‌کیان (۱۳۸۲) مغایرت دارد.

با توجه به نتایج تحقیق و ازآنجاکه بازار بورس به‌عنوان منبع مهم گردش سرمایه در اقتصاد هر کشوری نقش بسزایی دارد، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گزاران در اعمال برنامه‌ریزی در کاهش نرخ تورم توجه خاصی به این بازار داشته باشند، تا منجر به بروز بحران در این بازار نشوند و درنهایت از فرار سرمایه جلوگیری کنند. همچنین، به‌منظور اینکه شاخص بازدهی بورس بتواند نرخ تورم را به‌طور صحیح توضیح دهد اقداماتی در راستای ایجاد شفافیت بیشتر این بازار چه در سطح مدیریتی و چه از بعد مکانیسم‌های اطلاع‌رسانی بازار انجام پذیرد.

Archive of SID

1. Oxman
2. Yeh & Chi
3. Naceur & Ghazouani
4. Sari & Soytas
5. Omran & Pointon
6. Barnes



www.SID.ir

## منابع

### الف ـ فارسی


ابریشمی، حمید؛ نوری، مهدی و امیر دودابی‌نژاد. ۱۳۸۹. «رابطه قیمت و بهره‌وری انرژی در ایران: بررسی تجربی هم‌انباشتگی نامتقارن»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۵۵، صص ۲۲-۵.

احمدپور، احمد و علیرضا غلامی‌کیان. ۱۳۸۲. «بررسی اثرات تورم بر فرسایش سرمایه شرکت‌ها»، *مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز*، دوره نوزدهم، شماره ۳۸، صص ۷۴-۶۳.

پیرائی، خسرو و محمدرضا شهسوار. ۱۳۸۸. «تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره ۱، صص ۳۸-۲۱.

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

پورزمانی، زهرا؛ روحی، علی و کیوان مام‌حمه.۱۳۸۹. «بررسی تأثیر تأخیری شاخص‌های کلان اقتصادی بر بازده سهام»، *مجله حسابداری مدیریت*، سال سوم، شماره هفتم، صص ۱۷-۱.

تهرانی، رضا؛ محمدی، شاپور و آرش محمدعلی‌زاده. ۱۳۸۸. «بررسی رابطه بین بازده سهام و تورم در بورس اوراق بهادار تهران در زمان ـ مقیاس‌های مختلف با استفاده از تبدیل موجک (Wavelet)»، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۴۱، صص ۲۴۴-۲۲۵.

دباغ‌نسب، مرتضی. ۱۳۸۵. «تأثیر متغیرهای کلان پولی بر شاخص قیمت بورس تهران»، *پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد*، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده اقتصاد.

رزاقی، داوود. ۱۳۸۲. «رابطه بین تورم و بازده سهام»، *پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد*، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشگده حسابداری و مدیریت.

سعیدی، پرویز و عبداله امیری. ۱۳۸۷. «بررسی رابطه تورم و قیمت سهام صنایع موجود در بورس اوراق بهادار تهران»، (پژوهشگر) *فصلنامه مدیریت*، سال پنجم، شماره ۱۲، صص ۷۴-۶۳.





Archive of SID

www.SID.ir

سعیدی، پرویز و علی کوهساریان. ۱۳۸۸. «بررسی ارتباط شاخص‌های تورم (CPI و PPI) و بازده‌ی سهام در بورس اوراق بهادار تهران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۹، صص ۱۲۸-۱۰۹.
راعی، رضا و احمد تلنگی. ۱۳۸۳. *مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته*، تهران: انتشارات سمت.
قاضی عسگر، سید محمد. ۱۳۸۸. «بازدهی سهام و تورم در ایران: رویکرد مارکف سویچینگ»، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه تهران.
عزیزی، فیروزه، خداویسی، حسن و فاطمه جوهری. ۱۳۹۱. « بررسی رابطه تورم و بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: ارزیابی فرضیه جانشینی فاما»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال دوازدهم، شماره دوم، صص ۱۳۵-۱۱۷.
عزیزی، فیروزه. ۱۳۸۳. «آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱۱ و ۱۲، صص ۱۵۶-۱۱۳.
لطفی‌مزرعه‌شاهی، محمد. ۱۳۷۶. «بررسی اثرات تورم بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران»، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه تهران.
مشایخ، شهناز و حدیثه حاجی‌مرادخانی. ۱۳۸۸. «بررسی رابطه نرخ تورم، نرخ سود تضمین‌شده و بازده طلا در بازار سهام ایران»، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، سال اول شماره ۴، صص ۱۴۷-۱۳۰.
مشیری، سعید؛ پاکیزه، کامران؛ دبیریان، منوچهر و ابوالفضل جعفری. ۱۳۸۹. «بررسی رابطه میان بازدهی سهام و تورم با استفاده از تجزیه‌وتحلیل موجک در بورس اوراق بهادار تهران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۴۲، صص ۷۴-۵۵.
منتظر ظهور، محمود. ۱۳۷۶. *اقتصاد خرد و کلان*، انتشارات دانشگاه تهران.
یحیی‌زاده‌فر، محمود و احمد صمیمی. ۱۳۸۱. «بررسی رابطه تورم و بازده واقعی سهام در ایران»، *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*، شماره ۵، صص ۱۲۷-۱۰۹.

**ب ـ انگلیسی**

Alagidede, P., Panagiotidis, T. 2012. "Stock returns and inflation: Evidence from quantile regressions", *Economics Letters*, Vol. 117, No. 1, pp. 283–286.
Barnes, M.L. 1999. "Inflation and Return Revisited: a TAR Approach", *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 9, pp. 233-245.
Constantinos, K., Ektor, L. A., Emmanouil, T. 2012. " Asymmetric Effects of Inflation on Stock Market Prices: New Empirical Evidence Using Greek Data", *The Journal of Applied Business Research*, Vol. 28, No. 3, pp.325-332.
Du, D. 2006. "Monetary Policy, Stock Returns and Inflation", *Journal of Economics & business 58*, pp. 36-54.





Archive of SID
www.SID.ir

Granger, C.W., Yoon, G. 2002. "Hidden cointegration", *Department of Economics*, Working Paper, University of California, San Diego.

Flannrey M. J. & Protopapadakis, A. A. 2002. "Macroeconomic Factor do Influence Aggregate Stock Return", *The Review of Financial Studies 15*, pp. 751-782.

Fama, E. F. 1981. *"Stock Return, Real Activity, Inflation and Money"*. *American Economic Review 71*, pp. 545-565.

Fama, E. F. & Schwert, G. W. 1977. "Stock Return, Real Activity, Inflation", *Journal of Financial Economics 5*, pp. 115-146.

Farka, M., (2012), "Monetary Policy Effects on the Relation Between Inflation and Stock Returns", *Policy Studies Journal*, May 2012, pp. 234-255.

Fisher, I. 1930. *The Teory of Interest, Macmillan*, New York.

Geetha, C, Mohidin, R., Vincent Chandran, V., Chong, V. 2011. "The Relationship Between Inflation and Stock Market: Evidence from Malaysia, United States and China", *International Journal of Economics and Management Science*, Vol. 1, No. 2, pp. 01-16.

Gultekin, N. B. 1983. "Stock Market Return and Inflation Forecasts", *The Journal Of finance 3*, pp. 663-673.

Honarvar, A. 2009. "Asymmetry in Retail Gasoline and Crude Oil Price Movement in the United States: An application of Hidden Cointegration Technique", *Energy Economics 31*, pp. 395-402.

Hess, P. J. & Lee, B. S. 1999. "Stock Returns and Inflation with Supply and Demand Disturbances", *The Review of Financial Studies 5*, pp. 1203-1218.

Hristu-Varsakelis, D., Kyrtsou, C. 2008. "Evidence for Nonlinear Asymmetric Causality in US Inflation, Metal, and Stock Returns", *Hindawi Publishing Corporation Discrete Dynamics in Nature and Society*, Vol. 10.1155, pp. 1-7.

Ibrahim, T. M., Agbaje, O. M. 2013. "The Relationship between Stock Return and Inflation in Nigeria", *European Scientific Journal*, Vol.9, No.4, pp. 146-157.

Kim, J. R. 2003. "The Stock Return-Inflation Puzzle and the Asymmetric Causality in Stock Return, Inflation and Real Activity", *Economics Letters 80*, pp. 155-160.

Kaul, G. 1987. "Stock Returns and Inflation: the Role of the Monetary Sector", *Journal of Financial Economics 18*, pp. 253-276.



Archive of SID

www.SID.ir

Lee, B. S. 2009. "Stock Return and Inflation Revisited: An Evaluation of the Inflation Illusion Hypothesis", *Journal of Banking & Finance 34*, pp. 1257-1273.

Li, L., Narayan, P. K. & Zheng, X. 2010. "An Analysis of Inflation and Stock Returns for the UK", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money 20*, pp. 519-532.

Lee, B. S. 1992. "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation", *The Journal of Finance 47*, pp. 1591-1603.

Mignon, V. & Lardic, S. 2005. "the Impact of Oil Price and GDP in European Countries: an Empirical Investigation Based on Asymmetric Cointegration", *Journal of Energy Policy*.

Naceur, S.B., Ghazouani, S. 2007. "Does Inflation Impact on Financial Sector Performance in the MENA Region?", *Review of Middle East Economics and Finance*, Vol. 3, No. 3, pp. 219-229.

Naik, P.K. 2013. "Does Stock Market Respond to Economic Fundamentals? Time series Analysis from Indian Data", *Journal of Applied Economics and Business Research*, Vol. 31, No. (1), pp. 34-50.

Nori Mousa, S., Al Safi, W., Hasoneh, A., Abo-orabi, M.M. 2012. "The Relationship between Inflation and Stock Prices", *IJRRAS*, Vol. 10, No. 1, pp. 46-52.

Omran, M., Pointon, J. 2001. "Does Inflation Rate Affect the Performance of the Stock Market? The Case of Egypt", *Emerging Markets Review*, Vol. 2, pp. 263-279.

Oxman, J. 2012. "Price Inflation and Stock Returns", *Economics Letters*, Vol. 116, No. 3, pp. 385–388.

Rapach, D. E. 2002. "The Long-Run Relationship Between Inflation and Real Stock Prices", *Journal of Macroeconomics 24*, pp. 331-351.

Sari, R., Soytas, U. 2005. "Inflation, Stock Returns, and Real Activity in Turkey", *the Empirical Economics Letters*, Vol. 4, No. 3, pp. 181-192.

Sonlik, B. 1983. "The Relation Between Stock Price and Inflationary Expectation: the International Evidence", *Journal of Finance 38*, pp. 35-48.

Wei, C. 2010. "Inflation and Stock Prices: No Illusion", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 42, No. 2-3, pp. 325-346.

Yang, J., Zhou, Y. & Wang, Z. 2009. "The Stock-bond Correlation and Macroeconomic Condition: one and a Half Centuries of Evidence", *Journal*





Archive of SID

www.SID.ir

*of Banking & Finance 33*, pp. 670-680.

Yeh, C.C., Chi, C.F. 2009. "The Co-movment and Long Run Relationship Between Inflation and Stock Returns: Evidence From 12 OECD Countries", *Journal of Economics and Management*, Vol. 5, No. 2, pp. 167-186.

Archive of SID



www.SID.ir