بررسی تأثیر نااطمینانی تورمی بر شاخص کل سهام بورس تهران

مرجان دامن کشیده[۱]

زهرا نظمی پیله رود[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۷/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۹/۲۱

چکیده

تورم از جمله پدیده‌های مضر اقتصادی است که اثرات زیان باری بر کل اقتصاد یک کشور بر جای می‌گذارد. اما اکثر اقتصاددانان معتقدند که عمده‌ترین زیان‌های ناشی از تورم از طریق ایجاد نااطمینانی تورم است. نااطمینانی تورمی از طریق اثرهای Ex-ante و Ex-post بر روی متغیرهای حقیقی تأثیر گذاشته و از این کانال زیان‌های زیادی بر کل اقتصاد بر جای می‌گذارد. هدف این مطالعه آزمون این فرضیه است که نااطمینانی تورم بر شاخص کل سهام بورس تهران اثر منفی و معنی داری دارد. این تحلیل براساس مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته(ARCH و GARCH)، که این امکان را فراهم می‌کند تا واریانس شرطی جمله خطا در طول زمان تغییر کند، استوار است. در این مقاله با استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH به محاسبه میزان نااطمینانی تورم بر شاخص کل سهام بورس تهران به صورت ماهانه طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۷خواهیم پرداخت. نتایج حاصل از تخمین مدل حاکی از آن است که نرخ تورم و شاخص قیمت کالا و خدمات اثر مستقیم معنادار بر شاخص بورس دارد، در حالیکه اثر نااطمینانی معکوس و معنادار می‌باشد.

واژگان کلیدی؛ نااطمینانی تورم، شاخص سهام بورس، واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته.

طبقه بندی JEL : H5 و H54

---

۱. عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران،ایران. (نویسنده مسئول)

، Email: Mar.Daman_Keshideh@iauctb.ac.ir

۲. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران،ایران. E.Mail:znazmi86@yahoo.com

۱. مقدمه

یکی از بازارهای اساسی و تاثیرگذار اقتصادی هر کشوری، بازارهای مالی است. بازار سهام نیز به عنوان مرکزی برای جمع آوری پس اندازها و نقدینگی بخش خصوصی، از اجزای مهم بازارهای مالی به شمار می‌آید.در ایران سودآوری در بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی مانند خرید و فروش زمین، ساختمان، سکه، طلا و دلار جایی برای بازار سرمایه باقی نگذاشته است.در حال حاضر، موضوع بررسی تأثیر تورم بر بازارهای سهام، یکی از موضوعات مورد توجه دانشگاهیان و سرمایه گذاران می‌باشد، زیرا بیشترین ضربه اعم از رسمی یا غیر رسمی بر بازار سرمایه، از ناحیه تورم بوده است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که بازار سرمایه ایران در زمانی که تورم مقداری آرام گرفته، شتاب بیشتری یافته است. اما اکثر اقتصاددانان معتقدند که عمده‌ترین زیان‌های ناشی از تورم از طریق ایجاد نااطمینانی تورمی است. نااطمینانی اشاره به وضعیتی دارد که در آن وضعیت احتمال وقوع حوادث آتی را نمی‌توان مشخص ساخت. بنابراین اگر تورم آتی قسمتی قابل پیش بینی و قسمتی غیر قابل پیش بینی باشد قسمت غیر قابل پیش بینی تورم آتی نااطمینانی تورم را بیان می‌کند.

گالوب[1] (1994)، در بیان نحوه‌ی تاثیرگذاری نااطمینانی بر اقتصاد اشاره می‌کند که نااطمینانی تورمی دو اثر اقتصادی دارد، اولین اثر آن است که نااطمینانی تورمی منجر به تغییر جهت گیری سرمایه گذاران و مصرف کنندگان از آنچه مایل به انجام آن هستند می‌شود که اقتصاددانان از این اثر به عنوان EX-ant یاد می‌کنند و این به معنی آن است که تصمیم گیری‌های آینده به خاطر نااطمینانی در پیش بینی تورم تحت تأثیر قرار می‌گیرند و دومین اثر، پس از تصمیمات اتخاذ شده صورت می‌گیرد که از آن تحت عنوان EX-post یا اثرات معطوف به گذشته یاد می‌شود. این اثر هنگامی اتفاق می‌افتد که تورم از آنچه مورد انتظار بوده است، متفاوت می‌شود. زمانی که نااطمینانی زیاد است مفهوم غیر قابل برگشت بودن سرمایه گذاری در تصمیم گیری برای سرمایه گذاری از اهمیت ویژه ای برخوردار است. نااطمینانی تورمی به طور مستقیم و غیر مستقیم اثر رفتاری بر بازارهای اعتباری دارد و در بلندمدت بازارهای مالی را از بین برده و تأثیر منفی روی سرمایه گذاری می‌گذارد، زیرا نرخ بهره واقعی و نااطمینانی تورمی منجر به هراس برای سرمایه گذاران شده و نهایتاً

1. Golob (1994)

موجب به تأخیر انداختن تصمیمات آنان می‌شود، در نتیجه تقاضا برای سهام کاهش یافته و به دنبال آن شاخص کل سهام نزول می‌کند، در نتیجه این امر تأثیر مخرب بر سرمایه گذاری و شاخص کل سهام بورس اوراق بهادار خواهد داشت. با از بین بردن نااطمینانی تورمی، ریسک پیرامون قراردادها کاهش یافته و منجر به تضمین کارایی شده و رشد سرمایه گذاری در یک کشور را به همراه افزایش شاخص کل سهام خواهیم داشت .

با توجه به این توضیح، هدف این مطالعه شناخت ماهیت نااطمینانی تورمی و بررسی این مطلب است که آیا نااطمینانی تورمی اثر منفی و معنی داری بر شاخص کل سهام بورس تهران دارد؟ این مطالعه براساس مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته ARCH و GARCH ، که این امکان را فراهم می‌کند تا واریانس شرطی جمله خطا در طول زمان تغییر کند، استوار است.این واریانس به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در ادامه بخش دوم مطالعه به بیان تورم و رابطه آن با سهام پرداخته خواهد شد و در بخش سوم نیز نااطمینانی تورمی و روش‌های اندازه گیری نااطمینانی تورمی را بیان نموده‌ایم. سپس در بخش چهارم مطالعات تجربی صورت گرفته توسط سایر محققین و نتایج آن‌ها مرور شده است.در ادامه در بخش پنجم روش تحقیق مورد استفاده در مطالعه معرفی گردیده و تحلیل داده‌ها و نتایج تجربی مطالعه در بخش ششم ارائه خواهد شد، در نهایت بخش هفتم به نتیجه گیری و بیان پیشنهاد تحقیق پرداخته است.

۲. تورم و رابطه آن با سهام

اصطلاح تورم که معنای عمومی آن در زبان فارسی آماس و افزایش حجم است در ترجمه‌ی واژه انگیسی Inflation به کار برده شده است. شاید بهترین تعریفی که می‌توان از تورم ارائه نمود ، این باشد که تورم "افزایش مستمر و نامنظم سطح عمومی قیمت‌ها است" . در شرایط تورمی به طور متوسط سود اسمی شرکت‌ها پس از مدت زمانی، بدون این که افزایش واقعی سودآوری را به همراه داشته باشد، افزایش می‌یابد، بنابراین افزایش نرخ تورم، کیفیت سود واقعی شرکت‌ها را پائین می‌آورد و ارزش ذاتی هر سهم نیز کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، با افزایش نرخ تورم، نرخ بهره مورد انتظار سرمایه گذار افزایش

می‌یابد، منظور از نرخ بازده مورد انتظار، حداقل نرخ بازدهی است که سهامداران باید بدست آورند تا راضی به انجام سرمایه گذاری باشند. در شرایط تورمی که کاهش ارزش پول انتظار می‌رود سهامداران که در پی جبران کاهش قدرت خرید پول خود در آینده هستند بازده بیشتری را انتظار خواهند داشت و به این ترتیب بازده مورد انتظار افزایش خواهد یافت.بنابراین نرخ تنزیل جریان‌های نقدی و همچنین هزینه‌های فرصت از دست رفته‌ی پول نیز افزایش می‌یابد. از این رو انتظار می‌رود بین افزایش نرخ تورم، قیمت و بازدهی سهم و به تبع آن شاخص کل قیمت سهام یک رابطه منفی وجود داشته باشد.به طور خلاصه در شرایط تورمی قیمت آن دسته از سهام عادی افزایش خواهد یافت که نرخ افزایش سودهای آتی شرکت بیشتر از نرخ تورم باشد. از این رو به سرمایه گذاران توصیه می‌شود که در شرایط تورمی، سهام شرکتی را بخرند که:

در عرصه فعالیت آن، تعداد رقبا اندک باشد.

فعالیت آن از نوع فعالیت‌های سرمایه بر و قسمت عمده هزینه‌های آن ثابت باشد.

به میزان زیادی از وام سایر بدهی‌ها استفاده کرده باشد.

جمع دارایی‌های پول شرکت نسبت به دارایی‌های فیزیکی شرکت کم باشد.

طبق قرارداد یا قراردادهای درازمدت، مواد اولیه و سایر عوامل تولید خود را به نرخ ثابت تهیه کرده باشد.

۳. نااطمینانی تورمی و روش‌های اندازه گیری نااطمینانی تورمی

نااطمینانی تورمی فضایی است که در آن تصمیم گیرنده‌ها و عاملین اقتصادی نسبت به میزان تورم آینده که در پیش رو خواهند داشت نامطمئن هستند. دو منبع عمده وجود دارد که باعث بوجود آمدن نااطمینانی تورمی می‌شود، این منابع به ترتیب یکی به ناهمسانی واریانس جملات اخلال و دیگری تغییرات ناشناخته و ناخواسته در نوع رژیم تورمی مربوط می‌شود. ناهمسانی واریانس‌های جملات اخلال تأثیر شوک‌های وارد بر مدل‌ها و فرآیندهای تورمی را در خود دارد. به عبارت دیگر می‌توان گفت که نماینده‌ی شوک‌های وارد بر روند تورمی است، که با استفاده از واریانس شرطی تورمی قابل اندازه گیری است. منبع دوم که از آن به عنوان تغییر در نوع رژیم تورمی، نااطمینانی بلندمدت و یا تغییر ضرایب مدل

رگرسیونی فرایند تورم نیز یاد می‌شود حاصل تغییرات در رفتار بخش خصوصی، سیاست‌های اقتصادی و یا رفتار نهادها یا سازمان‌های دولتی است که موجب تغییرات بنیادی و تغییر در ضرایب مدل رگرسیون فرایند تورم می‌شود. طبق فرض انتظارات عقلائی ،وقتی که ساختار اقتصادی امکان تغییر داشته باشد، ضرایب موجود در مدل‌های رگرسیوی نیز نسبت به زمان متغیر خواهند بود. عاملین اقتصادی در مورد تغییرات رژیم‌های سیاسی یاد خواهند گرفت و مطابق اطلاعات جدیدشان اگر تغییر و انتقال در سیاست‌ها وجود داشته باشد رفتارها و تصمیمات خودشان را طبق همین اطلاعات جدید پایه ریزی خواهند کرد (لوکاس،1976)[1].

اندازه گیری نااطمینانی تورمی به آن دلیل که قابل مشاهده نیست مشکل است. برای اندازه گیری و سنجش نااطمینانی تورمی تا به حال از معیارها و متغیرهای جانشینی مختلفی استفاده شده است. اما می‌توان این معیارها و متغیرها را به دو روش کلی تقسیم کرد. یکی شاخص‌هایی است که از طریق تحقیقات میدانی بدست می‌آید مانند شاخص لیوینگستون[2] . در این روش از پیش بینی‌های مختلفی که افراد ، شرکت‌ها و مصرف کنندگان مختلف در مورد تورم انجام می‌دهند، برای سنجش میزان تورم و در نهایت محاسبه میزان نااطمینانی تورمی استفاده می‌شود. روش دوم روشی است که در آن از طریق روش‌های آماری و اقتصاد سنجی سعی در محاسبه متغیر جانشین برای نااطمینانی تورمی می‌کنند. در مطالعات اولیه در مورد نااطمینانی تورمی، از تغییرات غیر شرطی برای سنجش و اندازه گیری نااطمینانی تورمی استفاده کرده‌اند. به عنوان مثال فیشر[3](1981)، از انحراف معیار میانگین متحرک تورم به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی استفاده کرده است. اما بعدها با انتقاداتی که به هرکدام از این روش‌ها وارد شد توانایی این جانشین‌ها برای توضیح هرچه بهتر نااطمینانی تورمی زیر سؤال رفت. با ارائه مدل‌های ARCH (واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیو) در سال ۱۹۸۲ توسط انگل[4] و سپس GARCH (واریانس ناهمسانی

1. Lucas (1976)
2. Livingston
3. Fischer (1981)
4. Engle (1982)

شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته) در سال ۱۹۸۶ توسط بالرسلو[1]، جانشین مناسبی برای نااطمینانی بدست آمد.

۴. مطالعات انجام شده

نخستین مطالعات در مورد نااطمینانی تورمی به اوایل دهه ۱۹۷۰ بر می‌گردد. اوکان[2] (1971) اولین محققی بود که سعی در یافتن ارتباطی بین نرخ تورم و نااطمینانی تورمی کرده است. وی در مطالعات خود نوسانات تورمی را به عنوان جانشینی برای نااطمینانی تورمی در نظر گرفته و رابطه بین نرخ تورم و نوسانات تورمی که نشان دهنده نااطمینانی تورمی می‌باشد مورد آزمون قرار گرفته است (خیابانی،ص۱۵). میلتون فریدمن[3] (1977) در سخنرانی جایزه نوبل خود در سال ۱۹۷۷ رابطه مثبتی را بین تورم و نااطمینانی قائل می‌شود و اضافه می‌کند که تورم بالا موجب نااطمینانی بیشتر و رشد تولید کمتر خواهد شد. کوکیرمن و واکتل[4] (1979) ،تعریف دیگری از نااطمینانی را ارائه می‌کنند. در نهایت آن‌ها رابطه مثبتی بین تورم و نااطمینانی تورمی پیدا می‌کنند. انگل[5] (1982) با ارائه مدل ARCH امکان اندازه گیری دقیق تری را از نااطمینانی تورمی به دست می‌دهد. وی در سال ۱۹۸۳ نشان داد که در آمریکا بین واریانس شرطی تورم و نرخ تورم نمی‌تواند رابطه مثبتی برقرار باشد. (خیابانی،۱۳۷۵،ص۱۶). گالوب[6] (1994)، با استفاده از شاخص ضمنی GNP برای کشور ایالات متحده در خلال سال‌های ۱۹۵۷Q1-۱۹۹۳Q۴ و با استفاده از مدل‌های GARCHبه این نتیجه رسیده است که نااطمینانی تورمی به صورت مثبت با تورم رابطه دارد. در ادامه تحقیقات در این مورد، جویس[7] در سال ۱۹۹۵ با استفاده از شاخص قیمت‌های خرده فروشی انگلستان نشان داد که عدم تقارن در شوک‌های مثبت و منفی تورمی کاملاً وجود دارد و قابل مشاهده است. در نهایت کونتونیکاس[8] (2004)، با استفاده از

1. Bollersdv (1986)
2. Okun (1971)
3. Friedman (1977)
4. Cukierman & Wachtel (1979)
5. Engel (1982)
6. Golob (1994)
7. Joyce, M (1995)
8. Kontonikas (2004)

داده‌های ماهانه و فصلی CPI کشور انگلستان و برای دوره‌ی ۲۰۰۲-۱۹۷۲ و با استفاده از تکنیک‌های مختلف مدل‌های GARCH اثرات بلندمدت و کوتاه مدت نااطمینانی تورمی را مورد بررسی قرار داده است. وی در این کار تحقیقی ، یک رابطه‌ی مثبتی را بین تورم گذشته و نااطمینانی آینده نشان داد.

در ایران نیز، خیابانی (۱۳۷۵)، با تحلیل رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران برای دوره (۱۲)۱۳۴۷-(۱)۱۳۴۰ به یک رابطه مثبت بین تورم و نااطمینانی تورمی رسیده است. تشکینی(۱۳۸۴)، در مطالعه دیگری به بررسی نااطمینانی تورم برای دوره (۱۲) ۱۳۸۳- (۱) ۱۳۶۹ در اقتصاد ایران پرداخته است. این مطالعه براساس مدل‌هایGARCH استوار است. نتایج بدست آمده نشانگر آن است که افزایش تورم منجر به نااطمینانی تورم خواهد شد ولی رابطه معکوس صادق نیست. اسدالله فرزین وش و موسی عباسی (۱۳۸۴)، همچون برخی تحقیقات از رابطه‌های کوتاه مدت و بلند مدت تورم و نااطمینانی تورمی برای بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران برای دوره ۱۳۸۲-۱۳۴۰ استفاده کردند. ابتدا در بحث کوتاه مدت با استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH، سپس در ادامه با استفاده از مدل‌های حالت- فضا اقدام به تخمین نااطمینانی تورم و محاسبه نااطمینانی تورمی در بلندمدت کرده‌اند. در مدل کوتاه مدت به این نتیجه رسیدند که بین نرخ تورم و نااطمینانی تورمی یک رابطه مثبت وجود دارد و در بلندمدت به این نتیجه رسیدند که بین تورم و نااطمینانی تورمی رابطه معنی داری وجود ندارد. محمد رضا قلی بگلو (۱۳۸۷) ،در مطالعه خود به بررسی رابطه نااطمینانی تورم با تورم و پراکندگی قیمت‌های نسبی در ایران با فرض اینکه پراکندگی قیمت‌های نسبی با نااطمینانی تورمی افزایش می‌یابد پرداخته است. نتایج بدست آمده نشانگر آن است که در اقتصاد ایران فعالان اقتصادی با درک تورم غیرانتظاری منفی تعدیل قیمت کالاها و خدمات تولیدی را کاهش داده و بدین ترتیب باعث کاهش پراکندگی قیمت‌های نسبی در کل بخش‌ها می‌شوند. اما در مقابل وقتی شوک‌های تورمی مثبت به اقتصاد سرایت می‌کند تورم غیر انتظاری مثبت انگیزه تعدیل قیمت‌ها را فراهم نموده و باعث می‌شود بنگاه‌ها به تناوب قیمت‌های خود را در پاسخ به شوک‌ها تغییر داده و جهت به تعادل رسیدن به طور گسترده نوسان یابند. امامی و سلمان پور(۱۳۸۵) ،رابطه تورم وناطمینانی تورم را برای دوره زمانی(۱۳۸۲-۱۳۱۵)، طالبلو (۱۳۸۵) این رابطه را برای دوره

زمانی (۱۳۸۳-۱۳۶۹) ، حیدری و منتخب (۲۰۰۸) ، حیدری و بشیری(۲۰۰۹) نیز با استفاده از یک مدل M-GARCH و با استفاده از روش تخمین FIML به طور همزمان ارتباط بین دو متغیر تورم و نااطمینانی تورمی را بررسی نمودند که نتایج مطالعات قبلی را تائید می‌نماید. جعفری صمیمی و موتمنی (2009) رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران را برای دوره ۱۹۹۰ الی ۲۰۰۸ با استفاده از مدل E-GARCH و آزمون علیت گرنجر مطالعه نمودند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که تورم، به نااطمینانی بالا منجر می‌شود، ولی عکس آن صادق نیست.

۴-۱. مطالعات انجام شده در زمینه تأثیر تورم بر روی شاخص کل سهام بورس:

نخستین مطالعات در مورد رابطه میان تورم و بازده سهام به اواخر دهه ۱۹۵۰ بر می‌گردد. نخستین بار آلچیان و کسل[1](1959)، به رابطه منفی میان بازده سهام بستانکاران پولی خالص و نرخ تورم پیش بینی نشده[2] دست یافتند. در این خصوص بودای[3](1976)، جفه و مندلکر[4](1976)، فاما و شورت[5](1977) به شواهدی از این دست رسیدند. مارتین فلدستاین[6](1980) در تحقیقی نیز رابطه معکوس میان تورم و قیمت‌های سهام در دهه‌ی ۱۹۷۰ را نشان داد. فاما[7](1981)، طی تحقیقاتی که انجام داد به این نتیجه رسید که یک رابطه منفی بین بازده سهام و تورم پیش بینی شده و تورم پیش بینی نشده وجود دارد. چن، رل و رأس[8](1986)، در تحقیقی که در بورس نیویورک انجام دادند رابطه منفی بین شاخص بورس و تورم را مورد تائید قرار دادند. هاما[9] (1988)، تحقیق چن، رول و رأس(1986) را که در زمینه کاربرد نظریه قیمت گذاری آربیتراژی در بازار سهام آمریکا بود را به طور مشابه در بازار سهام ژاپن مورد بررسی قرار داد. نتایج تحقیق او نشان داد که تغییر در

1. Alchian & Kassel (1959)
2. Unanticipated Inflation
3. Bodie (1976)
4. Jaffe & mandelker (1976)
5. Fama & Schwert (1977)
6. Martin Feldstein (1980)
7. Fama (1981)
8. Chen & Roll & Ross (1986)
9. Hamao (1988)

متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم مورد انتظار و تغییرات غیرمنتظره در صرف ریسک به طور عمده ای بر قیمت گذاری سهام ژاپن تأثیر دارد.

پون و تیلور[1](1991)، مشابه تحقیق چن و همکاران (1986) را در بازار انگلستان انجام دادند. نتایج تحقیق آنان نشان داد که متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده‌های سهام در انگلستان اثر ندارند. بادوخ و ریچاردسون[2](1993) به این نتیجه رسیدند که رابطه بین نرخ تورم قابل پیش بینی و بازده سهام رابطه یک به یک وجود دارد.یافته‌های تجربی گراهام[3](1995) نشان داد که رابطه میان تورم وبازده سهام بی ثبات است. نتایج تحقیقات کاپریل و جونگ[4](1997)، نیز نشان داد که تورم پیش بینی شده تأثیر منفی بر قیمت‌های سهام دارد.کرنی و دالی[5](1998)، در تحقیقی که با عنوان علل اقتصادی نوسانات قیمت سهام در بورس سیدنی انجام شد به این نتیجه رسیدند که تورم تاثیری مستقیم بر بازده سهام دارد. اندرس هامپ و پیتریک میلیان[6](2004)، یک رابطه‌ی مثبت بین تولیدات صنعتی، شاخص قیمت مصرف کننده و نرخ‌های بهره‌ی کوتاه مدت، و رابطه‌ی منفی برای نرخ بهره‌ی بلندمدت در بازار سهام آمریکا را نشان دادند. کریستوفرگان و همکاران (2006)[7]، اثرات متقابل بین شاخص سهام نیوزلند و یک مجموعه‌ی هفت گانه از متغیرهای کلان اقتصادی را برای داده‌های ماهانه از ژانویه ۱۹۹۰ لغایت ژانویه ۲۰۰۳ ، و با استفاده از آزمون‌های همجمعی مورد آزمون قرار دادند. نتایج حاکی از وجود یک رابطه بلند مدت میان متغیرهای اقتصادی با شاخص سهام نیوزلند، بود.

در ایران نیز، فیروزه عزیزی (۱۳۸۶) ، در تحقیقی به بررسی آزمون و ارتباط بین نرخ تورم و نرخ بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. نتایج بدست آمده از تحقیق نشان داد که نرخ تورم توضیح دهنده‌ی شاخص بازده نقدی و شاخص کل است، اما توضیح دهنده‌ی شاخص قیمت سهام نیست. از سوی دیگر، بازده نقدی، بازده کل و شاخص قیمت

1. Poon & Taylor (1991)
2. Boudoukh & Richardson (1993)
3. Graham(1995)
4. Caparale & Jung (1997)
5. Kearney & Daly (1998)
6. Andreas Humpe & Peter D.Macmillan (2004)
7. Christopher Gan et al (2006)

سهام توضیح دهنده تورم نیستند. این یافته‌ها با نتایج بدست آمده از آزمون علیت گرنجری درباره بازده قیمت، بازده کل و شاخص قیمت سهام نیز تائید شد.

۵. روش تحقیق

روش تحقیقی که در این مقاله دنبال شده است، بدین روال می‌باشد که در ابتدا در بحث کوتاه مدت با استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH که اولین بار توسط انگل[1](1982) و بالرسلو[2](1986) مطرح شده است، سعی در محاسبه نااطمینانی تورمی نموده‌ایم. سپس به بررسی رابطه‌ی نااطمینانی تورم و شاخص کل سهام بورس تهران پرداخته‌ایم.

۶. تحلیل داده‌ها و نتایج تجربی مطالعه

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل داده‌های ماهانه شاخص کل سهام بورس تهران(TEPIX)، شاخص قیمت مصرف کننده، تورم و نرخ ارز بازار غیررسمی می‌باشد، و در یک دوره سه ساله جمع‌آوری شده است، یعنی از ابتدای نیمه دوم ۱۳۸۷ تا انتهای نیمه اول ۱۳۹۰. دلیل آنکه نیمه دوم ۱۳۹۰ از تحلیل کنار گذاشته شده است، علاوه بر آنکه به فقدان برخی داده‌ها در سایت بانک مرکزی برمی‌گردد، به سبب تغییرات شدید نرخ ارز و برخی دیگر شاخص‌های اقتصادی به‌دلیل تغییرات ساختاری ناشی از اثر بخشی تحریم‌ها و حذف یارانه می‌باشد. بدیهی است که این تغییرات ساختاری، مدل برآوردی را در مواجهه با یک شکست ساختاری قرار خواهد داد.

۶-۱. تخمین نااطمینانی تورمی با استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH

یکی از فروض کلاسیک مدل‌های رگرسیون خطی فرض واریانس همسانی است بدان مفهوم که واریانس شرطی جملات اخلال مقدار ثابتی است. به طور کلی فرض بر این است که نقض فرض واریانس همسانی بیشتر در داده‌های مقطعی رخ می‌دهد ولی افرادی مانند انگل و کراگ در مطالعات خود به شواهدی دست یافتند مبنی بر اینکه واریانس جملات اختلال در مدل‌های سری زمانی از آنچه که قبلاً فرض می‌شد بی ثبات ترند. نتایج مطالعات انگل

1. Engle (1982)
2. Bollerslev (1986)

نشان داد که در مدل‌های تورم، خطای پیش بینی الگوی خوشه ای است. این الگو شکلی از واریانس ناهمسانی را که واریانس خطای پیش بینی به مقدار جمله اخلال دوره قبل وابسته است، نشان می‌دهد. تحت چنین شرایطی مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیو (ARCH) و واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیو تعمیم یافته (GARCH) به عنوان جایگزینی برای فرایندهای سری زمانی معمول پیشنهاد شدند. در مقاله‌ای درباره تورم در بریتانیا، انگل[1] (1982) ، ضمن حفظ فرض نرمال بودن توزیع جمله اخلال، این امکان را درنظر گرفت که واریانس شرطی پسماندها بتوانند تابع خطی از مربع پسماندها با تأخیر باشند[2]، این امر به معرفی فرآیندهای ARCH انجامید.

$$\delta_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \delta_{t-1}^2 + \alpha_2 \delta_{t-2}^2 + \ldots + \alpha_n \delta_{t-n}^2 + U_t \quad (۱)$$

واریانس شرطی جملات اختلال، واریانس U_t مشروط به اطلاعات موجود در زمان t-1 می‌باشد که می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$\delta_t^2 = VAR(U_t \mid U_{t-1}, \ldots, U_{t-p}) \quad (۲)$$

$$\delta_t^2 = E(U_t^2 \mid U_{t-1}, \ldots, U_{t-p}) \quad (۳)$$

$$\delta_t^2 = E_{t-1}(U_t^2) \quad (۴)$$

که Et-1 امید ریاضی شرطی با اطلاعات داده شده تا آخر دوره t-1 می‌باشد. لذا جملات اختلال گذشته نزدیک، واریانس جملات اختلال جاری را تحت تأثیر قرار می‌دهند. همان گونه که زلزله‌های دیروز پس لرزه‌های امروز را باعث می‌شود. واریانس آنچه در معادله (۴)آمده است، می‌تواند حاصل جمله اختلال تعریف شده زیر باشد:

$$U_t = \varepsilon_t [\alpha_0 + \alpha_1 U_{t-1}^2 + \ldots + \alpha_p U_{t-p}^2]^{1/2} \quad (۵)$$

1. Engle (1982)

۲. بیغم، مصطفی(۱۳۹۰) "بررسی اثر تغییرات قیمت های کالا بر بازده سهام شرکت های مرتبط در بورس اوراق بهادار تهران"،پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شریف.

پارازیت با واریانس واحد می‌باشد[۱] این یک فرآیند $\{\varepsilon\}$ که ARCH(p) است. که در آن $\alpha p \geq 0$ برای تمام p=1,..,p-1 است، در حالیکه $\alpha 0 > 0$ و $\alpha p > 0$ می‌باشد. ساده‌ترین فرآیند ARCH(1) یعنی:

$$U_t = \varepsilon_t \left(\alpha_0 + \alpha_1 U_{t-1}^2\right)^{\frac{1}{2}} \quad (۶)$$

یکی از مشکلات مدل‌های ARCH این است که با p بزرگ، تخمین غیرمقید پارامترها، در اکثر موارد منجر به نقض قیدهای نامنفی بودن ضرایبα_p در مدل (۵) می‌شود. تعیین ساختار وقفه‌ها برای جلوگیری از مشکل پارامترهای منفی در واریانس، محققین را ناگزیر به استفاده از فرآیندهایی با حافظه طولانی‌تر و ساختار وقفه انعطاف‌پذیرتر از ARCH کرد. بالرسلو[۲] (1986) ، مدل ARCH را تعمیم داد. بدین صورت که علاوه بر مجذور جملات پس ماند دوره‌های گذشته، واریانس جملات پس ماند دوره‌های گذشته را نیز وارد معادله واریانس نمود. بدین ترتیب خانواده جدیدی از مدل‌های واریانس ناهمسانی به نام GARCH مطرح گردید. پیشنهاد بالرسلو آن است که معادله:

$$\delta_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 U_{t-1}^2 + \ldots + \alpha_p U_{t-p}^2 \quad (۷)$$

را با معادله:

$$\delta_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 U_{t-1}^2 + \ldots + \alpha_p U_{t-p}^2 + \gamma_1 \delta_{t-1}^2 + \ldots + \gamma_q \delta_{t-q}^2 \quad (۸)$$

جایگزین نمائی‌ام. این مدل GARCH (p و q) نام دارد. این مدل واریانس شرطی را به صورت تابعی خطی از p امین وقفه مجذور جملات اختلال و q امین واریانس شرطی با وقفه بیان می‌نماید. برآورد به جز حالت q و p کوچک، مشکل می‌باشد. در عمل مدل (۱و۱) GARCH بیشترین کاربرد را دارد که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\delta_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 U_{t-1}^2 + \gamma_1 \delta_{t-1}^2 \quad (۹)$$

جایگزینی مکرر برای جملات اختلال با وقفه در سمت راست نتیجه می‌دهد:

---

۱ . فرض واریانس واحد برای ساده سازی، هر مقدار دیگری برای واریانس می تواند با تغییر مقیاس پارامترها به واحد، استفاده شود.

1. Bollersdv (1986)

$$\delta_t^2 = \alpha_0 / 1-\gamma_1 + \alpha_1 (U_{t-1}^2 + \gamma_1 U_{t-2}^t + \gamma_1 U_{t-3}^2 + \gamma_1 U_{t-4}^2 + \ldots) \quad (۱۰)$$

حالا واریانس جاری به مجذور تمام جملات اختلال قبلی بستگی دارد و اگر γ_1 کسر مثبتی باشد وزن‌ها به طور نمایی کاهنده هستند. GARCH(1,1) وسیعاً در پژوهش‌های تجربی در تخمین مدل‌های سری زمانی مورد استفاده قرار گرفته است. در این پژوهش ما از هر دوی GARCH(1,1) و ARCH(1) برای محاسبه نااطمینانی تورم استفاده خواهیم کرد. کیرچگاسنر و والترز[1] (۲۰۰۷)، اظهار می‌کنند که برای مدل سازی بازارهای مالی، مدل‌های GARCH(1,1)، در اکثر موارد کفایت خواهد کرد و این امر با تحقیقات تجربی مورد تائید قرار گرفته است. نتایج حاصل از تخمین‌ها به واریانس‌های شرطی می‌انجامد که نهایتاً با جذرگیری به انحراف معیار یا همان مفهوم نااطمینانی تورم خواهیم رسید. جدول (۱) حاوی مشخصات آماری این واریانس‌های شرطی و نااطمینانی‌هاست.

جدول ۱- مشخصات آماری واریانس مشروط و نااطمینانی ماهانه حاصل از برآورد مدل‌های ARCH و GARCHدر بازه زمانی

(ازآغاز نیم‌سال دوم ۱۳۸۷ تا پایان نیم‌سال اول ۱۳۹۰)

نام شاخص	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	میانگین	تعداد مشاهدات
واریانس حاصل از ARCH	.۰۰۰۲۷۰۷	.۰۰۰۰۴	.۰۰۰۰۴۴۴	.۰۰۰۰۶۶۷	۳۶
واریانس حاصل از GARCH	.۰۰۰۲۷۰۲	.۰۰۰۰۳۹۷	.۰۰۰۰۴۴۴	۰۰۰۰۶۶۷	۳۶
نااطمینانی حاصل از ARCH	.۰۱۶۴۵۲۴	.۰۰۶۳۲۵۹	.۰۰۲۱۲۶۴	.۰۰۷۸۹۵	۳۶
نااطمینانی حاصل از GARCH	.۰۱۶۴۳۷۶	.۰۰۶۳	.۰۰۲۱۲۴۸	.۰۰۷۸۹۵	۳۶

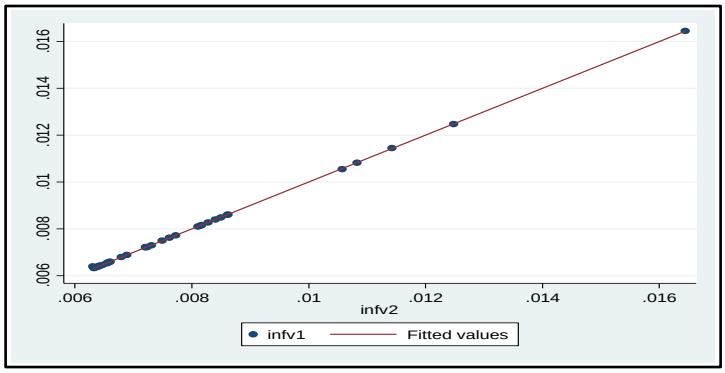
منبع: یافته‌های پژوهش

چنانکه از جدول (۱) پیداست، نااطمینانی حاصل از دو مدل رابطه نزدیکی با هم دارند. ضریب هبستگی پیرسون برای این دو متغیر بسیار نزدیک به یک است و بنابراین انتظار خواهیم داشت که ضرایب رگرسیون‌هایی که از هر کدام از این دو نااطمینانی استفاده می‌کند، تغییر ماهوی چندانی از نظر معناداری و علامت نداشته باشد، با این همه

1. Kirchgässner & Wolters (2007)

رگرسیون‌ها با استفاده از هر دو متغیر تکرار شده است. همراهی خطی این دو متغیر با رسم نمودار پراکنش دو نااطمینانی در برابر یکدیگر و نیز عبور خط رگرسیون از میان آن‌ها بهتر نمایان می‌شود. این کار در نمودار (۱) نشان داده شده است.

نمودار ۱- همراهی شدید نااطمینانی‌های تورم برآوردشده از هر دوی مدل‌های ARCH و GARCH در بازه زمانی
(ازآغاز نیم‌سال دوم ۱۳۸۷ تا پایان نیم‌سال اول ۱۳۹۰)



منبع: یافته‌های پژوهش

۶-۱. تخمین رابطه نااطمینانی و تورم با شاخص TEPIX

مانایی متغیرها در این‌جا اهمیتی ندارد، زیرا اساساً پیش‌فرض مدل‌های خانواده گارچ ناهمسانی واریانس و در نتیجه مانا نبودن متغیر است، بنابراین از اعلام نتایج حاصل از بررسی مانایی متغیرها و آزمون دیکی فولر خودداری خواهیم کرد. در مرحله بعد برای آزمون فرضیه‌های خود سه گام زیر را خواهیم برداشت:

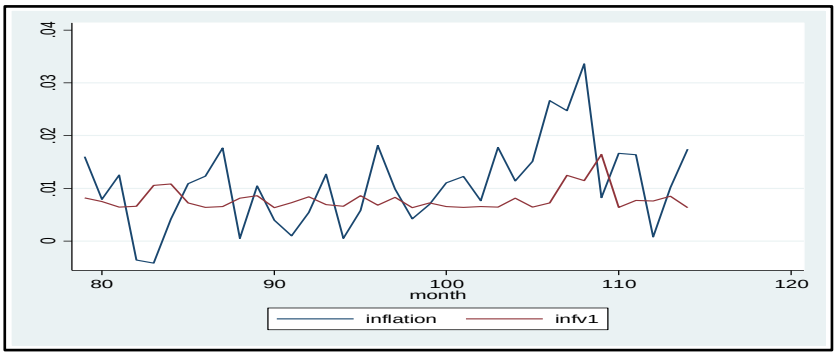
۶-۱-۱. تأثیر تورم بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران

نخستین فرضیه‌ای که به دنبال آزمون آن خواهیم بود تأثیر تورم بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد، ضمن این کار مقدار تأثیر ماهانه آن را اندازه‌گیری خواهیم نمود. برای این کار مدل زیر را تشکیل خواهیم داد:

$$TEPIX = a.\ INFLATION + b.\ EXCHANGE\ RATE + c \qquad (۱۱)$$

که در اینجا TEPIX شاخص بورس اوراق بهادار تهران، INFLATION تورم، EXCHANGE RATE نرخ ارز بازار غیر رسمی و (a,b,c) بردار ضرایب را نشان می‌دهد، نتایج حاصل از رگرسیون ضریب مثبت معنادار در سطح ۱٪ را برای تورم نشان می‌دهد. این امر از یک منظر تائیدکننده این انتظار تئوریک است که بالارفتن شاخص بورس همزمان با افزایش تورم اتفاق می‌افتد، چرا که دست آخر در شاخص بورس، یک متغیر قیمتی نهفته است که با افزایش تورم افزایش می‌یابد، این اثری است که وقتی با یک متغیر سطح مثل شاخص بورس کار خواهیم کرد باید انتظارش را داشته باشیم. اثر مخالف، اثری است که فریدمن به آن اشاره نموده است، که با افزایش تورم، نااطمینانی افزایش خواهد یافت و با افزایش نااطمینانی تورم از میزان تولید کاسته خواهد شد، این اثر در اینجا ناچیز است. توضیح خواهیم داد که نااطمینانی هم‌چنان تأثیر منفی خود را روی شاخص بورس خواهد گذاشت، این امر را در بخش بعد خواهیم دید. آنچه در اینجا موجب ضعیف شدن اثر فریدمن شده است، عدم همراهی نااطمینانی بالا با نرخ‌های تورم بالاست، چرا که قسمت غالب تورم موجود در ایران (لااقل در دوره مورد بررسی) تورمی انتظاری و از پیش مشخص برای فعالان اقتصادی است. از آنجا که تورم غیرمنتظره کمی برای آن‌ها وجود دارد، آن‌ها خود را با شرایط تورمی بالا سازگار کرده و تولیداتشان تاثیرات رنج‌آور کمتری را از تورم بالا می‌پذیرد. در نمودار (۴-۲) این ارتباط نه چندان قوی بین تورم و نااطمینانی تورم نشان داده شده است.

نمودار۲- همراهی ضعیف نااطمینانی‌های تورم و تورم
در بازه زمانی (ازآغاز نیم‌سال دوم ۱۳۸۷ تا پایان نیم‌سال اول ۱۳۹۰)



منبع : یافته‌های پژوهش

در بخش بعد، با استفاده مستقیم از متغیرنااطمینانی در مدل نشان خواهیم داد که اثر فریدمن وجوددارد و این اثر به نوبه خود قابل توجه است. قبل از آن بهتر است نگاهی هم به ضریب نرخ ارز بیاندازیم که در اینجا منفی و در سطح ۵٪ معنی‌دار می‌باشد، کریم زاده (۱۳۸۵) نیز این ضریب را منفی و معنادار به دست‌آورده است. افزایش نرخ ارز می‌تواند سبب افزایش هزینه‌های واردات ماشین آلات، تجهیزات و کالاهای واسطه‌ای برای شرکت‌ها شود و بنابراین ضریب منفی دور از انتظار نیست. در بخش‌های بعد به این ضریب نیز بیشتر خواهیم پرداخت. نتایج حاصل از برآورد این مدل در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲- نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۱)

منبع تغییرات	SS	df	MS	تعداد مشاهدات	۳۰
				F(2, 27)	۱۵,۵۴
مدل	۲۶۶۲۷۲۱۲۵	۲	۱۳۳۱۳۶۰۶۲	Prob > F	۰
پسماندها	۲۳۱۲۵۰۱۵۰	۲۷	۸۵۶۴۸۲۰,۳۹	R-squared	۰,۵۳۵۲
				AdjR-square	۰,۵۰۰۸
جمع کل	۴۹۷۵۲۲۲۷۵	۲۹	۱۷۱۵۵۹۴۰,۵	Root MSE	۲۹۲۶,۶

	ضریب	انحراف معیار	t	P>t	فاصله اطمینان ۹۵٪ برای ضرایب	
تورم	۲۵۷۹۴۳,۱	۶۶۸۱۵,۵۹	۳,۸۶	۰,۰۰۱	۱۲۰۸۴۸,۸	۳۹۵۰۳۷,۳
نرخ ارز بازار غیررسمی	-۱,۸۴۴۱۷۱	.۷۱۱۶۸۵۳	-۲,۵	۰,۰۱۵	-۳,۳۰۴۴۳	-۰,۳۸۳۹۱
عرض از مبدأ	۲۷۵۲۷,۲۸	۶۸۷۸,۴۱	۴,۰۰	۰	۱۳۴۱۳,۹۵	۴۱۶۴۰,۶۱

منبع: یافته‌های پژوهش

۶-۱-۲. تأثیر نااطمینانی تورم بر شاخص بورس اوراق بهادار تهران

در بخش پیشین اشاره شد که به دلیل مزمن بودن تورم در ایران، تورم بالا انتظاری است و در نتیجه نااطمینانی چندانی را در تورم‌های بالا در ایران شاهد نخواهیم بود، بنابراین هرچند چنان رابطه قوی معکوسی بین نااطمینانی تورم و شاخص بورس اوراق بهادار وجود داشته باشد، در عمل این رابطه به‌طور غیرمستقیم و تنها از طریق تورم وانموده نمی‌شود و نیاز است که نااطمینانی را مستقیماً در مدل وارد نمائی‌ام تا اثر آن را مشاهده نمائی‌ام، به همین دلیل فرمول (۱۱) را به‌صورت زیر بازنویسی خواهیم کرد :

$$TEPIX=a.\ INFLATION+d.\ VOLATILITY+b.\ EXCHANGE\ RATE+c \quad (۱۲)$$

دراینجا عامل نااطمینانی یا انحراف معیار شرطی تورم (VOLATILITY) با ضریب قابل برآورد d وارد مدل شده است. نتایج حاصل از تخمین در جداول (۳) و (۴) گنجانده شده

است، چنانکه در برآورد معادله (۱۱) هم مشاهده نمودیم، ضریب مثبت معنادار برای تورم و منفی معنادار بر ای نرخ ارز بازار غیر رسمی به دست خواهیم آورد، آنچه جدید است ضریب نااطمینانی تورم است که گرچه مثبت است اما معنادار نمی‌باشد و فاصله اطمینان ۹۵% آن شامل اعداد منفی نیز خواهد بود، بنابراین نمی‌توان نتیجه قطعی گرفت.

جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۲) با استفاده از نااطمینانی مدل ARCH

منبع تغییرات	SS	df	MS	تعداد مشاهدات	۳۰
				F(2, 27)	۱۱,۴۴
مدل	۲۸۳۰۷۶۹۲۵	۳	۹۴۳۵۸۹۷۴,۹	Prob > F	۰,۰۰۰۱
پسماندها	۲۱۴۴۴۵۳۵۱	۲۶	۸۲۴۷۸۹۸,۱	R-squared	۰,۵۶۹
				Adj-squared	۰,۵۱۹۲
جمع کل	۴۹۷۵۲۲۲۷۵	۲۹	۱۷۱۵۵۹۴۰,۵	Root MSE	۲۸۷۱,۹

	ضریب	انحراف معیار	t	P>t	فاصله اطمینان ۹۵٪ برای ضرایب	
تورم	۲۲۶۳۳۵,۷	۶۹۲۰۵,۹۱	۳,۲۷	۰,۰۰۳	۸۴۰۸۰,۹۵	۳۶۸۵۹۰,۵
نااطمینانی تورم	۵۰۲۰۶۰	۳۵۱۷۳۱	۱,۴۳	۰,۱۶۵	-۲۲۰۹۳۳,۳	۱۲۲۵۰۵۳
نرخ ارز بازار غیررسمی	-۲,۱۹۷۴۴۱	.۷۴۰۹۴۹۸	-۲,۹۷	۰,۰۰۶	-۳,۷۲۰۴۸۵	-۱۲۲۵۰۵۳
عرض از مبدأ	۲۷۲۶۶,۰۳	۶۷۵۲,۴۳۱	۴,۰۴	۰,۰۰۰	۱۳۳۸۶,۲	۴۱۱۴۵,۸۵

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۲) با استفاده از نااطمینانی مدل GARCH

منبع تغییرات	SS	df	MS	تعداد مشاهدات	۳۰
				F(2, 27)	۱۱,۴۵
مدل	۲۸۳۱۹۰۱۴۱	۳	۹۴۳۹۶۷۱۳,۵	Prob > F	۰,۰۰۰۱
پسماندها	۲۱۴۳۳۲۱۳۴	۲۶	۸۲۴۳۵۴۳,۶۳	R-squared	۰,۵۶۹۲
				Adj R-square	۰,۵۱۹۵
جمع کل	۴۹۷۵۲۲۲۷۵	۲۹	۱۷۱۵۵۹۴۰,۵	Root MSE	۲۸۷۱,۲

					فاصله اطمینان ۹۵٪ برای ضرایب	
	ضریب	انحراف معیار	t	P>t		
تورم	۲۲۶۴۷۰,۶	۶۹۱۳۳,۹۵	۳,۲۸	۰,۰۰۳	۸۴۳۶۳,۷۴	۳۶۸۵۷۷,۵
نااطمینانی تورم	۵۰۴۲۳۶,۹	۳۵۱۹۷۹,۱	۱,۴۳	۰,۱۶۴	-.۲۱۹۲۶۶	۱۲۲۷۷۴۰
نرخ ارز بازار غیررسمی	-۲,۱۹۸۰۳۲	.۷۴۰۶۱۵۲	-۲,۹	۰,۰۰۶	-۳,۷۲۰۳۸	-.۶۷۵۶۷۵۸
عرض از مبدأ	۲۷۲۵۱,۶۹	۶۷۵۰,۹۱	۴,۰۴	۰,۰۰۰	۱۳۳۷۵	۴۱۱۲۸,۳۸

منبع: یافته‌های پژوهش

پیشنهاد می نمائی‌ام که به جای متغیر تورم، سطح قیمت کالا و خدمات مصرفی را مستقیماً وارد نمائی‌ام؛ به دلیل آنکه متغیر وابسته یعنی شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران یک متغیر سطح (قیمت) است، در سمت راست معادله نیز مناسب‌تر است که از یک متغیر سطح یعنی سطح قیمت کالاها و خدمات استفاده شود و نه متغیر درصد تغییرات یعنی تورم.[۱] این به آن دلیل است که در حضور یک متغیر سطح قیمت (TEPIX)، اولاً تاثیرات سطح قیمت عمومی با تورم گرفته نمی‌شود و بنابراین با افزودن سطح قیمت‌ها در سمت راست معادله، این اثرات گرفته می‌شود و علاوه بر افزایش توضیح‌دهندگی مدل (R^2) بالاتر، شاهد ضرایب معنادارتری هم خواهیم بود. ثانیاً تورم بازتاب‌دهنده تغییرات در قیمت‌ها است که این مفهوم خود در نااطمینانی نیز گنجانده شده است و بنابراین می‌توان از متغیر سطح قیمت‌ها و نااطمینانی تورم استفاده کرد و از متغیر تورم در معادله چشم پوشید.

۱. چنانچه بخواهیم از تورم استفاده کنیم مناسب‌تر است در سمت چپ معادله نیز از متغیر درصد تغییرات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران استفاده کنیم.

اندرس هامپ و پیتریک میلیان[1] (۲۰۰۴)، با استفاده از تحلیل همجمعی رابطه بلندمدت میان شاخص قیمت مصرف کننده و قیمت‌های سهام در بازارهای آمریکا و ژاپن را به طور مقایسه ای بررسی کردند. نتایج حاکی از وجود یک رابطه‌ی مثبت بین شاخص قیمت مصرف و قیمت سهام در بازار سهام آمریکا بود. آنچه، به عنوان مدل برآورد خواهیم کرد به شکل معادله زیر خواهد بود:

$$TEPIX = a.\ CPI + d.\ VOLATILITY + b.\ EXCHANGE\ RATE + c \qquad (۱۳)$$

نتایج حاصل از برآورد در جداول (۵) و (۶) نشان از درستی فرضیه ما دارد،اولاً چنانکه توجه خواهید نمود R^2 معادله به شدت افزایش یافته و به ۹۴٪ رسیده است، ثانیاً تمام ضرایب معنادار می‌باشند و ثالثاً مطابق پیش‌بینی‌های تئوریک هستند، یعنی تمامی شرط‌های یک برآورد خوب محقق گردیده است. ضریب برآوردشده برای متغیر CPI مثبت و در سطح ۱٪ معنادار می‌باشد. این از نظر اقتصادی هم معنادار می‌باشد چرا که با افزایش (کاهش) سطح قیمت‌ها انتظار خواهیم داشت، سطح قیمت اوراق بهادار در بورس نیز افزایش (کاهش) یابد .ضریب برآوردی برای نااطمینانی منفی می‌باشد و در سطح ۱۰٪ معنادار است. منفی بودن این ضریب بدان جهت است که با افزایش نااطمینانی در سطح قیمت‌ها، بنگاه‌ها مزیت اطلاعاتی خود را از دست خواهند داد و با رکود مواجه خواهند شد. ضریب متغیر نرخ ارز بازار غیر رسمی در سطح ۵٪ معنادار می‌باشد ولی این بار با علامت مثبت ظاهر شده است، دلیل آن این است که نرخ ارز از دو طریق بر بازار سهام اثر خواهد گذاشت، اثرات منفی آن پیش‌تر مورد بحث قرار گرفت که با افزایش نرخ ارز می‌تواند سبب افزایش هزینه‌های واردات ماشین آلات، تجهیزات و کالاهای واسطه ای برای شرکت‌ها شود، آنچه اینجا بر اثرات معکوس غلبه پیدا کرده اثرات مستقیم است که دست آخر سبب مثبت شدن ضریب برآوردی شده است. اثرات مستقیم و مثبت نرخ ارز از طریق نقش آن در واردات کالا و خدمات و در نتیجه اثر آن بر نرخ تورم قابل توجیه است. با افزایش(کاهش) قیمت ارز واردات گران‌تر (ارزان‌تر) شده و تورم افزایش (کاهش) می‌یابد، با افزایش (کاهش) تورم، چنان که پیش‌تر توضیح داده شد بالا رفتن شاخص بورس همزمان

1. Andreas Humpe & Peter D.Macmillan (2004)

با افزایش تورم اتفاق می‌افتد، چرا که دست آخر در شاخص بورس یک متغیر قیمتی نهفته است که با افزایش تورم افزایش می‌یابد، در نتیجه شاهد افزایش (کاهش) شاخص بورس خواهیم بود. این اثرات مثبت در حضور متغیر مستقل تورم،توسط ضریب متغیر تورم ظاهر می‌شد، اما از آنجا که متغیر مستقل تورم دیگر در معادله جدید ما حضور ندارد، اثرات آن در نرخ ارز خود را ظاهر می‌سازد و از آنجا که این اثر بر اثرگذاری معکوس نرخ ارز غلبه پیدا کرده است، نتیجتاً شاهد یک ضریب مثبت برای نرخ ارز خواهیم بود.

جدول ۵- نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۳) با استفاده از نااطمینانی مدل ARCH

منبع تغییرات	SS	df	MS	تعداد مشاهدات	۳۰
				F(2, 27)	۱۴۵,۳۵
مدل	۴۶۹۵۲۵۶۰۰	۳	۱۵۶۵۰۸۵۳۳	Prob > F	۰
پسماندها	۲۷۹۹۶۶۷۵	۲۶	۱۰۷۶۷۹۵,۱۹	R-squared	۰,۹۴۳۷
				Adj R-square	۰,۹۳۷۲
جمع کل	۴۹۷۵۲۲۲۷۵	۲۹	۱۷۱۵۵۹۴۰,۵	Root MSE	۱۰۳۷,۷

	ضریب	انحراف معیار	t	P>t	فاصله اطمینان ۹۵٪ برای ضرایب	
CPI	۲۶۲,۱۰۳۷	۱۶,۴۱۱۰۳	۱۵,۹۷	۰,۰۰۰	۲۲۸,۳۷۰۳	۲۹۵,۸۳۷
نااطمینانی تورم	-۲۵۰۷۸۸,۳	۱۳۹۳۶۸,۵	-۱,۸۰	۰,۰۸۴	-۵۳۷۲۶۴,۴	۳۵۶۸۷,۸۴
نرخ ارز بازار غیررسمی	.۹۴۷۴۴۸۲	.۳۵۵۴۶۱۹	۲,۶۷	۰,۰۱۳	.۲۱۶۷۸۵۹	۱,۶۷۸۱۱۱
عرض از مبدأ	-۴۸۹۷۸,۳۲	۵۷۵۶,۰۷۵	-۸,۵۱	۰,۰۰۰	-۶۰۸۱۰,۱	-۳۷۱۴۶,۵۴

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۶- نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۳) با استفاده از نااطمینانی مدل GARCH

منبع تغییرات	SS	df	MS	تعداد مشاهدات	۳۰
				F(2, 27)	۱۴۵,۲۱
مدل	۴۶۹۵۰۱۵۸۷	۳	۱۵۶۵۰۰۵۲۹	Prob > F	۰
پسماندها	۲۸۰۲۰۶۸۸,۱	۲۶	۱۰۷۷۷۱۸,۷۷	R-squared	۰,۹۴۳۷
				Adj R-square	۰,۹۳۷۲
جمع کل	۴۹۷۵۲۲۲۷۵	۲۹	۱۷۱۵۵۹۴۰,۵	Root MSE	۱۰۳۸,۱

	ضریب	انحراف معیار	t	P>t	فاصله اطمینان ۹۵٪ برای ضرایب	
CPI	۲۶۲,۰۲۳۲	۱۶,۴۰۹۸۸	۱۵,۹۷	۰,۰۰۰	۲۲۸,۲۹۲۲	۲۹۵,۷۵۴۲
نااطمینانی تورم	-۲۵۰۲۳۵,۱	۱۳۹۶۰۲,۳	-۱,۷۹	۰,۰۸۵	-.۵۳۷۱۹۱	۳۶۷۲۱,۵۲
نرخ ارز بازار غیررسمی	.۹۴۶۰۷۹۵	.۳۵۵۵۴۳۳	۲,۶۶	۰,۰۱۳	.۲۱۵۲۴۹۸	۱,۶۷۶۹۰۹
عرض از مبدأ	-۴۸۹۵۲,۱۲	۵۷۵۵,۸۹۸	-۸,۵۰	۰,۰۰۰	-۶۰۷۸۳,۵۴	-۳۷۱۲۰,۷

منبع: یافته‌های پژوهش

۷. نتیجه گیری و پیشنهادات

بر اساس نتایج بدست آمده از تحقیق حاضر به این نتیجه رسیدیم که نااطمینانی تورمی اثر معکوس و معناداری بر شاخص کل سهام بورس دارد. بنابراین هر متغیری که موجب افزایش نرخ تورم در ایران شود به تبع این رابطه مثبت، موجب افزایش نااطمینانی تورمی و در نتیجه افزایش هزینه‌های عاملین اقتصادی و کاهش رفاه جامعه نیز خواهد شد، بنابراین سیاست‌های هدف تورمی می‌تواند در کاهش این هزینه‌ها و رفاه جامعه کاملاً مفید واقع شود.

با توجه به نقش بورس به عنوان بازار نهادینه سرمایه و جایگاه آن در پیشرفت و توسعه پایدار و از طرفی حساسیت آن نسبت به شرایط جامعه و رخدادهایی که در آن به وقوع می‌پیوند، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌مداران در تصمیمات سیاسی خود و برنامه‌ریزان اقتصاد کلان کشور در هنگام تدوین سیاست‌های کلان پولی و مالی و تصمیمات اقتصادی خود، به پیامدهای برنامه خود بر روی بورس توجه کنند و آن را مد نظر قرار دهند.

با توجه به یافته‌های مطالعه می‌توان پیشنهادات زیر را مطرح نمود:

از آنجایی که سایر متغیرهای کلان اقتصادی بر روی شاخص کل سهام بورس تأثیر دارندپیشنهاد می‌شود افرادی که به دنبال کار تحقیقاتی جدید در ایران هستند، می‌توانند تأثیر نااطمینانی دیگر متغیرهای کلان اقتصادی را بر روی شاخص کل سهام بورس مورد برآورد و تحلیل قرار دهند. مثلاً می‌توانند اثر نااطمینانی نرخ ارز یا نااطمینانی قیمت نفت را بر روی شاخص کل سهام بورس تحلیل کنند.

از آنجایی که شاخص کل سهام بورس دائماً در حال نوسان است، که قسمتی از این نوسانات قابل پیش بینی و قسمتی غیرقابل پیش بینی می‌باشد می‌توان تأثیر نااطمینانی شاخص کل سهام بورس را بر خودش مورد برآورد و تحلیل قرار داد.

علاوه بر روش حاضر که در این تحقیق استفاده شده است، در تحقیقات مختلفی که در سطح دنیا انجام شده است، از روش‌های دیگری مانند روش مارکوف- سوئیچینگ، روش ARDL و ... نیز استفاده شده است که محققین بعدی می‌توانند با استفاده از این مدل‌ها نیز کارهای مفید و جدید دیگری انجام دهند.

منابع

۱- امامی، کریم و سلمان پورزنور(۱۳۸۵)، "تورم و نااطمینانی تورم در ایران رویکردی نوین جهت بررسی ارتباط متقابل"، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، مجله اقتصاد و مدیریت، شماره ۶۹.

۲- بانک مرکزی ج.آ.آ ، بانک اطلاعات و سری‌های زمانی اقتصادی سایت رسمی بانک مرکزی ج.آ.آ (www.cbi.ir).

۳- تشکینی، احمد(۱۳۸۴)، "آیا نااطمینانی تورم با سطح تورم تغیر می‌کند؟" ، مجله تحقیقات اقتصادی ، شماره ۷۳، ۲۱۰-۱۹۳.

۴- خیابانی، ناصر(۱۳۷۵)، "بررسی رابطه بین نااطمینانی تورمی و تورم در ایران"، دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد.

۵- سازمان بورس اوراق بهادار تهران ، سایت اطلاع رسانی در حوزه بازار سرمایه در ایران (www.irbourse.com).

۶- فرزین وش، اسدالله و موسی عباسی(۱۳۸۲)، "بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم در ایران با استفاده از مدل‌های GARCH و حالت فضا" ،اقتصاد دانشگاه تهران و پژوهشگر دفتر مطالعات اقتصادی.

۷- عزیزی، فیروزه (۱۳۸۳)، "آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، فصل نامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۱۱ و ۱۲.

۸- کریم زاده،مصطفی (۱۳۸۵)،"بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران"، فصل نامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۶.

9- Alchian,A. and Kassel,R.,(1962), "Effect of Inflation", Journal of Political Economy, 70, pp.521-537.

10- Bodie, Z. , (1976) ,"Common Stock as a Hedge Against Inflation" , Journal of Finance 31, pp. 459-70.

11- Bollerslev, T., (1986)," Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity" .Journal of Economics 31, pp.307-327.

12- Boudoukh , J. and M. Richardson , (1993) ," Stock Returns and Inflation : a Long-horizon Prespective" , American Economic Review 83 , pp.1346-55.
13- Brunner, A., Hess, G.,(1993)," Are Higher Levels of Inflation Less Predictable? A State-Dependent Conditional Heteroskedasticity Aproach". Journal of Business and Economics and Statistics 11,pp. 187-197.
14- Caparale, Tony & Jung, Chulho, (1977), "Inflation and Real Stock Prices", Applied Financial Economics, June, pp.265-266.
15- Chen , N. F. , Roll , R. & Ross , S. (1986) ," Economic Forces and the Stock Market" , Journal of Business 59(3) :pp. 83-403.
16- Christopher gan and et.al, (2006) , "Macroeconomic variables and stock market interactions: new Zeland evidence", The Journal of Investment and Financial Innovation, pp.89-101.
17- Cukierman, A., Wachtel, P., (1979)," Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation", American Economic Review, pp.595-609.
18- Davis, G.K, Kanago , B.E,(1996), "On Measuring the effect of Inflation Uncertainty on Real GNP Growth", Oxford Economic Papers 48,pp.163-175.
19- Engle,R., (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kindom Inflation", Econometrica, 50,pp. 987-1008.
20- Engle, R.,(1983), "Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based Upon the ARCH Model". Journal of Money, Creadit and Banking, 8,pp. 286-301.
21- Fama, Eugene F., (1981), "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money", The American Economic Riview, pp. 545-563.
22- Fama E. F. & Schwert , W.G. (1977)," Asset Returns and Inflation" , Journal of Financial Economics 5 :pp.115-146.
23- Fischer, S., (1981),"Towards an Understanding of the Costs of Inflation: Carnegie-Rochester" Conference Series on Public Policy 15,pp. 5-41.
24- Friedman, M., (1977), Nobel Lecture:"Inflation and Unemployment", Journal of Political Economy, 85,pp. 451-472.
25- Golob, J., (1993)," Inflation, Inflation Uncertainty, and Relative Price Variability" A Survay, Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper,pp. 15-93.
26- Golob, J., (1994), "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?" Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review 79:pp. 27-38.
27- Graham, C., & Fred, (1995), "Real Stock Return and Monetary Policy", Applied Financial Economics, No.6 ,pp.29-35.

28- Hafer, R.W., (1986)," Inflation Uncertainty and a Test of the Friedman Hypothesis", Journal of Macroeconomics 8 (Summer),pp. 365-372.
29- Hamao , Y. (1988) ," An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory' , Japan and the World Economy , 1,pp. 45-61.
30- Holland, S., (1993)," Comment on Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty", Journal of Money, Credit and Banking 25:pp. 514-520.
31- Humpe, Andreas & Macmillan, Peter, (2009), "Can Macroeconomic Variables Explain Long-Term Stock Market Movements? A Comparison of the US and Japan", Applied Financial Economics, Jan, Vol, 19 Issue2, pp. 111-119.
32- Jaffe , J. and G. Mandelker , (1976) , The "Fisher Effect " For Risking Assets : An Empirical investigation, Journal Of Finance 31 , 447-58.
33- Johnson, D., (2002)," The Effect of Inflation Targeting on the Behavior of Expected Inflation: Evidence from an 11 Country Panel", Monetary Journal of economic, 49, pp.1521-1538.
34- Joyce, M, (1995), "Modeling U.K. Inflation Uncertainty", Bank of England Working Paper, April.
35- Kearney, Colm and Daly Kevin, (1998), "The Causes of Stock Market Volatility in Australia", Applied Financial Economics, Jan, Vol.19 Issue 2, pp.111-119.
36- Kirchgässner, G., and Wolters, J., (2007), "Introduction to Modern Time Series Analysis", Springer-Verlag: Berling Heidelberg, pp.254.
37- Poon , S. and S. J. Taylor , (1991)," Macroeconomic Factors and the UK Stock Market", Journal of Business and Accounting , No.5,pp. 619-636.
Taylor, J.,(1981), "On the Relation Between the Variability of Inflation and the Average Inflation Rate", Carnegie Rochester Conferences Series on Public Policy, 5,pp. 57-86.
38- Lucas, Jr., R., (1976),"Economic Policy Evaluation: A Critique". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1,pp. 19-46.
39- Lee, K., Ni, S., (1995)," Inflation Uncertainty and Real Economic Activities", Applied Economics Letters 2 (November), pp.460-462.
40- Martin Feldstein,(1980),"Inflation and The Stock Market" , American Economic Review , pp. 389-847.
41- Okun, A., (1971)," The Mirage of Steady Inflation", Brookings Papers on Economic Activity 2:pp. 485-498.