بررسی رابطهٔ تورم و بازده واقعی سهام در ایران
«یک تحلیل تجربی ۱۳۷۰-۱۳۷۵»

*محمود یحیی‌زاده‌فر**

*احمد جعفری صمیمی***

چکیده

مقالهٔ حاضر رابطهٔ بین تورم و بازده واقعی سهام را در ایران در فاصلهٔ سالهای ۱۳۷۰-۱۳۷۵ به طور ماهانه، فصلی و سالانه از دیدگاه تجربی مورد بررسی قرار می‌دهد. از آن جایی که برآورد الگوی رگرسیونی از طریق حداقل مربعات معمولی نیازمند این است که متغیرهای موردنظر پایدار باشند، در مقاله حاضر ابتدا با ارائهٔ آزمون ریشهٔ واحد (آزمون دیکی فولر) پایدار بودن متغیرهای فوق مشخص گردید و سپس رابطهٔ میان تورم و بازده واقعی سهام به دو روش غیرمستقیم و اثر مستقیم مورد بررسی قرار گرفت.

رابطهٔ تورم و بازده واقعی سهام که به روش غیرمستقیم (اثر زنجیره‌ای) به طور فصلی مورد بررسی قرار گرفت و از نظر آماری معنی‌دار نبوده است ولی نتیجهٔ تحقیق در مورد ارتباط این دو متغیر فوق که به روش مستقیم به طور ماهانه، فصلی و سالانه مورد بررسی قرار گرفت، نشان می‌دهد که رابطه این دو متغیر مثبت می‌باشد. به عبارت دیگر با افزایش تورم بازده واقعی سهام نیز افزایش یافته است؛ بنابراین در بورس اوراق بهادار تهران، در فاصلهٔ زمانی ۱۳۷۰-۱۳۷۵ سهام به عنوان سپر تورمی عمل نموده است.

واژه‌های کلیدی

تولید ناخالص داخلی، تورم، شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، شاخص قیمت سهام، نرخ بازده اسمی، نرخ بازده واقعی.

* استادیار دانشگاه مازندران

** استاد دانشگاه مازندران

۱- مقدمه

تأسیس شرکتهای بزرگ با هدف جمع‌آوری پس‌اندازهای مردمی و جهت دادن آنها به سمت کارهای تولیدی باعث رشد اقتصادی، افزایش تولید ناخالص ملی، ایجاد اشتغال، افزایش درآمد سرانه و نهایتاً رفاه عمومی‌می‌شود. از آن جایی که انجام‌یافتن سرمایه‌گذاری مستلزم تأمین مالی است، بورس اوراق بهادارمی‌تواند مرکز جمع‌آوری پس‌اندازها و نقدینگی بخش خصوصی جهت تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت تلقی گردد. در حقیقت بورس اوراق بهادار محلی است که بین پس‌اندازهای مردم از یک طرف و امکانات سرمایه‌گذاری در جامعه از طرف دیگر ارتباط ایجادکرده، آنها را به هم پیوند می‌دهد. به عبارت دیگر می‌توان از این اهرم به هدف متمرکزکردن سرمایه‌ها و هدایت آنها به سمت فعالیت مولّد و جلب مشارکت مردم از سرمایه‌گذاریهای تولیدی استفاده کرد.

از آن جایی که افزایش تورم کاهش قدرت خرید بیشتری را به دنبال دارد، سرمایه‌گذاران توجه ویژه‌ای به تورم دارند. با افزایش تورم، نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران افزایش می‌یابد و نهایتاً موجب بالا رفتن نرخ تنزیل می‌شود که ارزش سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بدین معنی که افزایش نرخ تنزیل باعث کاهش ارزش فعلی عایدات آتی و نهایتاً کاهش ارزش سهام می‌شود؛ از طرفی در زمان تورم، بازده اسمی شرکتها شاخص ضعیفی برای سرمایه‌گذاران تلقی می‌گردد. بنابراین مبنای صحیحی برای تصمیم‌گیری محسوب نمی‌شود. از این‌رو مدیران و سرمایه‌گذاران نیازمند داشتن اطلاعات مربوط به بازده واقعی می‌باشند. زیرا بازده واقعی یک سرمایه‌گذار تابعی از اختلاف بین بازده اسمی سرمایه‌گذار افزایش یا کاهش یافته است و همچنین چه مقدار وضعیت سرمایه‌گذار بهتر یا بدتر شده است.

با بررسی ارتباط بین بازده سهام و تورم می‌توان دریافت که آیا بازده واقعی سرمایه‌گذاریها هماهنگ با روند تورمی، نیز افزایش می‌یابد یا خیر؟ لذا با مشخص‌نمودن ارتباط بین بازده واقعی سهام و تورم می‌توان سرمایه‌گذاران و مدیران شرکتها را در امر برنامه‌ریزی صحیح‌تر یاری کرد. در مورد بررسی رابطهٔ تورم و بازده سهام در تحلیل نظری و ادبیات موضوع،مطالعات زیادی از طرف محققین مختلف در فاصلهٔ

سالهای ۱۹۵۰–۱۹۹۸ صورت گرفته است؛ ولی در مقالهٔ حاضر تمرکز اصلی بر روی تحلیل تجربی ارتباط تورم با بازده واقعی سهام در ایران می‌باشد.

هدف اصلی مقالهٔ حاضر این است که با معرفی الگوهای اقتصادسنجی و با استفاده از اطلاعات آماری سالهای ۱۳۷۰–۱۳۷۵ مربوط به ۷۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران که نامشان در تابلو نرخهای بورس اوراق بهادار درج گردیده و با برآورد الگوهای مناسب، ارتباط تورم و بازده واقعی سهام‌را در ایران مورد بررسی قرارداد. برای این منظور در بخش دوم مقالهٔ حاضر به معرفی الگوها با توجه به ارتباط مستقیم و ارتباط به شکل غیرمستقیم (اثر زنجیره‌ای) معرفی می‌شود. سپس با توجه به این که در روش حداقل مربعات معمولی (OLS)[۱] برای برآورد پارامترهای الگوهای موردنظر لازم است متغیرهای مورد استفاده در این الگوها پایدار[۲] باشند. بنابراین با استفاده از آزمون دیکی فولر و آزمون انگل– گرانجر ماهیت پایداری این متغیرها مورد بررسی قرارمی‌گیرد. آنگاه با برآورد الگو تأثیر تورم بر بازده واقعی سهام از دو روش اثر مستقیم و اثر زنجیره‌ای مورد آزمون قرار می‌گیرد. سرانجام در بخش پایانی، مقاله به یافته‌ها و نتیجه‌گیری اختصاص می‌یابد.

۲- مروری بر تحقیقات انجام شده و معرفی الگوها

۱-۲- مروری بر تحقیقات انجام شده

شواهد و مدارک زیادی وجوددارد که رابطهٔ میان بازده سهام‌عادی و تورم بعد از سال ۱۹۵۳ منفی است. جرشون مندلکر[۳] (۱۹۷۶)، آدِت[٤] (۱۹۷۳)، چارلز نلسون[٥] (۱۹۷٦)، بودای[٦] (۱۹۷٦)، جی فی جفری[۷] (۱۹۷٦)، فاما و شوارت[۸] (۱۹۷۷)، همگی شواهدی ارائه دادند که بازده‌های ماهانهٔ تعداد زیادی از سهام عادی بورس اوراق بهادار نیویورک دارای رابطهٔ منفی با هر دو مؤلفه نرخ تورم منتظره و غیرمنتظره است.[۹] این نتایج مغایر با اصل پذیرفته شدهٔ قبلی است که اشاره دارد که سهام عادی یک سپر تورمی تلقی می‌گردد.

جسکه و رَل[۱۰] (۱۹۸۳) اشاره دارند که علامت بازده بازار سهام به علت مجموعه‌ای از تاریخ وقایع اقتصاد کلان در فرآیند تورمی تغییر می‌کند. نخست این که

درآمدهای اصلی دولت از مالیات شرکتها و مالیات شخصی است. وقتی قیمتهای سهام با توجه به تغییرات پیش‌بینی شده در شرایط اقتصادی افزایش یا کاهش‌می‌یابد، درآمد شخصی و درآمد شرکتها در همان جهت تغییر می‌کند و تغییرات مشابه‌ای نیز در درآمد دولت ایجاد می‌شود. بنابراین نوسانات درآمد دولت، ارتباط قوی با تغییرات بازار سهام دارد. دوُم این که چنانچه افزایش مخارج دولت با درآمد آن هماهنگ نباشد، نوسانات در درآمد باعث کسری بودجه می‌شود. سوم این که وقتی کسری بودجه اتفاق می‌افتد، خزانهٔ دولت متعهد به قرض گرفتن می‌شود و به دنبال‌آن بدهی دولت افزایش می‌یابد. بدهی زیاد دولت موجب افزایش در بدهیهای مالیاتی غیرمستقیم آتی مورد انتظار (هر دو مالیات شرکتها و مالیات شخصی) می‌گردد و متعاقب آن تورم افزایش می‌یابد.

فرت(Firth)[۱۱] در سال ۱۹۷۹ اعلام نمود که در انگلستان، نتایج دقیقاً مخالف آن چیزی است که در ایالات متحده به دست آمد؛ به عبارت دیگر وی نشان داد که رابطهٔ بین بازده اسمی سهام و تورم مثبت است و این نتیجه‌گیری با فرضیهٔ فیشر سازگاری دارد.

گلتگین[۱۲] (۱۹۸۳) رابطهٔ بین بازده سهام و تورم را مورد بررسی قرار داد. از مجموع هفده کشور شش کشور دارای ضریب همبستگی مثبت بودند. برای کشورهای آلمان و انگلسان ضریب همبستگی به صورت معنی‌داری منفی بود.

سلینک[۱۳] (۱۹۸۳) تحقیقی در خصوص رابطهٔ بین بازده سهام و انتظارات تورمی برای نه کشور انجام داد. او نتیجه‌گیری کرد که در اکثر بازارهای مهم سهام، فرضیهٔ مدل فیشر مبنی بر این که بازده واقعی مستقل از انتظارات تورمی است رد می‌شود. به عبارت دیگر ارتباط بازده اسمی سهام و تورم منتظره و غیرمنتظره در همهٔ کشورهای مورد آزمون به استثنای کانادا منفی بوده است.

بادوخ و ریچاردسون[۱٤] (۱۹۹۳) رابطهٔ بین نرخ تورم منتظره و بازده سهام را با استفاده از اطلاعات سالانه تورم و بازده سهام و نرخ بهرهٔ بلندمدت و کوتاه‌مدت در طی دورهٔ ۱۸۰۲–۱۹۹۰ برای کشور انگلستان و آمریکا بررسی نمودند. آنها اشاره داشتند که چنانچه دورهٔ آزمون بلندمدت باشد مدل فیشر معتبر خواهد بود یعنی رابطهٔ مثبت بین بازده اسمی سهام و تورم منتظره در بلند مدت وجود دارد. ولی برای

دورهٔ کوتاه مدت مدل فیشر معتبر نخواهدبود. یعنی رابطهٔ این دو متغیر در کوتاه‌مدت منفی خواهد بود.

احمد جعفری صمیمی[۵] (۱۹۹٤) تأثیر تورم را بر رشد اقتصادی برای چهل و دو کشور در حال توسعه در فاصلهٔ زمانی ۱۹۸۰-۱۹۹۰ به صورت برش عرضی مورد بررسی قرار داد. او نتیجه گرفت که ارتباط بین متغیرهای فوق بستگی شدید به کشورهای مورد آزمون دارد. نتایج تحقیقات وی نشان می‌دهد که وقتی متوسط نرخهای سالانه تورم بیش از ۱۰۰٪ باشد، تأثیر تورم بر رشد اقتصادی مثبت خواهد بود. او همچنین با استفاده از اطلاعات سری زمانی ارتباط بین تورم و رشد اقتصادی را در ایران در فاصله ۱۹۷۵-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار داد و نتیجه گرفت که تورم در ایران برای رشد اقتصادی زیان‌آور است.

مایکل برونو[۱٦] (۱۹۹۵) رابطهٔ بین تورم و رشد اقتصادی را برای ۱۲۷ کشور جهان در دورهٔ زمانی ۱۹٦۰-۱۹۹۲ مورد بررسی قرار داد. او اعلام کرد که ارتباط نزدیک بین تورم و رشد وجود دارد. به طوری که وقتی نرخ تورم نسبتاً پایین و یا ملایم باشد (بین ۲۰٪ تا ٤۰٪) ممکن است باعث کاهش رشد اقتصادی نشود. حتی در دورهٔ زمانی ۱۹٦۰-۱۹۷۲ که نرخ تورم کمتر از ۲۰٪ بود، رابطهٔ تورم و رشد مثبت بود. ولی زمانی که نرخ تورم بالا بود (٤۰٪ یا بیشتر) باعث کاهش رشد اقتصادی شده است.

لی و شان نی[۱۷] (۱۹۹٦) در فاصلهٔ زمانی ۱۹۵٤-۱۹۹۲ رابطهٔ بین تورم و بازده سهام را در کشور آمریکا مورد بررسی قرار دادند. آنها بر این باورند که تورم دائمی همبستگی منفی با بازده سهام دارد. یعنی افزایش در تورم دایمی باعث کاهش فعالیتهای واقعی آتی می‌شود و در نتیجه کاهش بازده سهام را در پی خواهد داشت.

گراهام[۱۸] (۱۹۹٦) ارتباط بین بازده واقعی سهام و تورم را در کشور آمریکا بااستفاده از اطلاعات دورهٔ بعد از جنگ جهانی دوم مورد مطالعه قراردارد. او دریافت که این ارتباط بی‌ثبات است. یعنی رابطهٔ بازده واقعی سهام و تورم قبل از ۱۹۷٦ و بعد از ۱۹۸۲ منفی است ولی رابطهٔ مثبت بین این سالها (۱۹۷٦-۱۹۸۱) وجود دارد.

فاما[۱۹] (۱۹۸۱) تلاش کرد تا رابطهٔ غیرعادی بین تورم و بازده سهام را تبیین کند. فرضیهٔ او این بود که رابطهٔ منفی مشاهده شده بین بازده واقعی سهام و تورم

در دورهٔ بعد از سال ۱۹۸۰ ناشی از اثرات زنجیره‌ای[۲۰] است. توضیحات او برخلاف فرضیهٔ منحنی اولیهٔ فیلیپس بود. یعنی یک همبستگی منفی بین تورم و فعالیت اقتصادی وجود دارد. از طرف دیگر رابطهٔ بین فعالیت واقعی و بازده سهام مثبت است. همبستگی منفی بین بازده واقعی سهام و تورم به علت پیوند این دو ارتباط اثرات زنجیره‌ای نامیده می‌شود.

رم و اسپنسر[۲۱] (۱۹۸۳) ادعا کردند که با درنظر گرفتن متغیرهایی به عنوان معیار فعالیت واقعی با استفاده از رابطهٔ فیلیپس و فیشر به عنوان یک معادلهٔ تورمی، اعتقاد دارند که هر کدام از توضیحات فاما می‌تواند اساساً برعکس شود که در کل رابطهٔ مثبت بین تورم و فعالیت واقعی با توجه به تئوریهای منحنی فیلیپس و رابطهٔ منفی بین بازده واقعی سهام و فعالیت واقعی با توجه به فرضیهٔ ماندل[۲۲] وجود دارد.

بندرلی و زوریک[۲۳] (۱۹۸۵) این استدلال را مورد تأیید قرار دادند مبنی بر این که با لحاظ کردن رشد فعالیت آتی، تورم هیچ‌گونه تأثیر بر بازده واقعی سهام نخواهد داشت. آنها همچنین رابطهٔ معکوس بین تورم و فعالیت را ناشی از تورم جاری به فعالیت آتی از طریق اثر مانده واقعی[۲۴] می‌دانند.

ویلیام شوارت[۲۵] (۱۹۹۰) رابطهٔ بین بازده واقعی سهام و فعالیت آتی را از سال ۱۹۸۸ تا ۱۸۸۹ مورد بررسی قرار داد و نتایج به دست آمده از طرف فاما را مبنی بر وجود ارتباط بسیارقوی بین بازده واقعی سهام و نرخ رشد تولیدات آتی تأییدکرد.

رحمان و کوزیر[۲۶] (۱۹۸۸) به شواهدی دست یافتند که در کانادا همانند ایالات متحده یک رابطهٔ معکوس بین بازده‌های واقعی سهام و تورم وجود دارد.

لئوناردو هرناندز[۲۷] (۱۹۹۰) با استفاده از فرضیهٔ اثر زنجیره‌ای رابطهٔ بین بازده واقعی سهام و تورم را در دهه‌های ۱۹۶۰، ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ در کشور شیلی موردبررسی قرار دادند و دریافتند که هیچ رابطهٔ معنی‌داری بین این دو متغیر در دو دوره از سه دوره وجود ندارد.

لی اون رو[۲۸] (۱۹۹۶) رابطهٔ بین بازده واقعی سهام و تورم را برای شش کشور صنعتی برای دورهٔ ۱۹۷۶-۱۹۹۲ از طریق اثر زنجیره‌ای مورد بررسی قرار داد. نتیجهٔ این تحقیق نشان داد که رابطهٔ منفی بین بازده واقعی سهام و نرخ تورم حتی پس از

تعدیل تأثیرات فعالیت اقتصادی مورد انتظار و نوسانات تورم وجود خواهد داشت. بنابراین یافته‌های این تحقیق فرضیهٔ اثر زنجیره‌ای را تأیید می‌کند.

سونگ، رم چندر و چاترات[۲۹] (۱۹۹۷) تحقیقات مشابهی را در کشور هندوستان انجام دادند نتایج تحقیقات نشان می‌دهد که براساس مدل حداقل مربعات معمولی (OLS) نظر فاما تأیید می‌گردد. یعنی اول یک رابطهٔ منفی بین تورم و فعالیت واقعی وجود دارد. دوم این که رابطه بین فعالیت واقعی و بازده سهام مثبت است ولی ارتباط منفی بین بازده واقعی سهام و اجزای غیرمنتظره وجود دارد.

۲-۲- الگوهای پیشنهادی

الگوهای پیشنهادی برای تحقیق حاضر به شرح زیر می‌باشد:

۱-۲-۲- الگوهای پیشنهادی (۱)

این الگو به بررسی رابطهٔ بین تورم و بازده اسمی[۳۰] سهام می‌پردازد. اگرچه در تحلیل رگرسیونها وابستگی یک متغیر به متغیرهای دیگر مورد بررسی قرار می‌گیرد، لزوماً معنای علیت از آن استخراج نمی‌شود. براساس آزمون ارائه شده به وسیلهٔ گرانجر در سال ۱۹۶۹ متغیر X زمانی بر Y تأثیر می‌گذارد (باعث تشریح بهتر آن می‌شود)که Y از طریق مقادیر قبلی X و Y در مقایسه با فقط مقادیر قبلی Y به شکل بهتری بتواند برآورد شود. به عبارت دیگر ابتدا باید مشخص کرد که چه مقدار Y جاری را می‌توان با مقادیر گذشته X توضیح داد، چنانچه با اضافه‌نمودن مقادیر قبلی X در الگو قدرت توضیحی و برآورد الگو در مقایسه با حالت قبل به صورت معنی‌داری بهبود یابد؛ در این صورت می‌توان اشاره داشت که X بر Y تأثیر داشته است. یعنی X علت گرانجری Y است. علت گرانجری، تقدُّم و ظرفیت اطلاعاتی را اندازه‌گیری می‌کند ولی به خودی خود علیت مفهوم عمومی آن را نمی‌سازند.

به منظور بررسی رابطهٔ علّی[۳۱] بین تورم و بازده اسمی سهام می‌توان از آزمون گرانجر طبق الگوی زیر استفاده کرد.

$$INF_t = \beta_0 + \beta_1 INF_{t-1} + \beta_2 INF_{t-2} + U_t \quad (۱)$$

$$INF_t = \beta_0' + \beta_1' INF_{t-1} + \beta_2' INF_{t-2} + \beta_3 TR_{t-1} U_t \quad (۲)$$

$$TR_t = \gamma_0 + \gamma_1 TR_{t-1} + \gamma_2 TR_{t-2} + U_t \quad (۳)$$

$$TR_t = \gamma_0' + \gamma_1' TR_{t-1} + \gamma_2' TR_{t-2} + \gamma_3 INF_{t-1} U_t \quad (٤)$$

در معادلات فوق INF_t نرخ تروم «نرخ شاخص قیمت مصرف‌کننده (C.P.I)»، INF_{t-2} و INF_{t-2} به ترتیب نرخ تورم با یک وقفه زمانی و نرخ تورم با دو وقفهٔ زمانی می‌باشند. همچنین TR_t بازده اسمی سهام TR_{t-1} و TR_{t-2} به ترتیب بازده اسمی سهام با یک وقفه زمانی و بازده اسمی سهام با دو وقفهٔ زمانی می‌باشند. همچنین β_0، β_1، β_2، β_0'، β_1'، β_2'، γ_0، γ_1، γ_2، γ_0'، γ_1'، γ_2'، γ_3 ، ضرائب رگرسیونی و U_t جمله خطا می‌باشند. دو معادلهٔ (۱) و (۲) در حقیقت تأثیر بازده اسمی سهام بر تورم را مورد بررسی قرار می‌دهد. به این معنی که چنانچه قدرت توضیحی و برآورد الگوی (۲) در مقایسه با الگوی (۱) به صورت معنی‌داری بهبود یافته باشد در این صورت می‌توان نتیجه‌گیری کرد که بازده اسمی سهام بر تورم تأثیر داشته است. به عبارت دیگر بازده سهام باعث افزایش تورم شده است.

دو معادلهٔ (۳) و (٤) تأثیر تورم بر بازده اسمی سهام را بررسی می‌کنند. چنانچه قدرت توضیحی و برآورد الگوی (٤) در مقایسه با الگوی (۳) به صورت معنی‌داری بهبود یابد، آنگاه می‌توان نتیجه گرفت که تورم بر بازده اسمی سهام نیز تأثیر داشته است. (تورم باعث افزایش بازده اسمی سهام شده است).

۲-۲-۲- الگوی پیشنهادی (۲)

به منظور بررسی رابطه بین تورم و بازده واقعی سهام در ایران از دو روش اثر زنجیره‌ای و اثر مستقیم استفاده می‌شود.

۱-۲-۲-۲- اثر زنجیره‌ای

در این روش ابتدا رابطه بین فعالیت واقعی اقتصاد (رشد واقعی) و تورم بررسی می‌گردد و سپس رابطه بین رشد واقعی بر بازده واقعی سهام مورد مطالعه قرار می‌گیرد. آنگاه با استفاده از نتایج دو رابطهٔ فوق به صورت زنجیره‌ای (Proxy) تأثیر تورم بربازده واقعی سهام مورد تجزیه و تحلیل قرارمی‌گیرد. بنابراین باتوجه به توضیحات فوق الگوی مورد بررسی در این زمینه به صورت زیر ارائه می‌شود.

$$RTR_t = \beta_0 + \beta_1 GDP_t + U_t \qquad INF_t = \beta_0 + \beta_1 GDP_t + U_t$$

که در آن RTR_t نرخ بازده واقعی[۳۲] سهام کل شرکتهای مورد آزمون در زمان t به صورت فصلی و β_0 و β_1 ، ضرایب رگرسیون و GDP_t تولید ناخالص داخلی درزمان t، INF_t نرخ تورم در زمان t است که به وسیلهٔ شاخص قیمت تولید ناخالص داخلی تعیین می‌شود و U_t جملهٔ خطا است.

۲-۲-۲-۲- اثر مستقیم

در این روش با استفاده از الگوی رگرسیونی رابطه بین بازده واقعی سهام (متغیر وابسته) و تورم(متغیر مستقل) به صورت ماهانه و فصلی موردتجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. الگوی آن به صورت زیر ارائه می‌شود.

$$RTR_t = \beta_0 + \beta_1 RTR_{t-1} + \beta_2 INF_{t-1} + U_t$$

که در آن RTR_t بازده واقعی سهام مجموع شرکتهای مورد آزمون در زمان t، β_0، β_1 و β_2 و ضرایب رگرسیون و INF_{t-1} نرخ تورم با یک وقفه زمانی می‌باشند. نرخ تورم مورد استفاده برای بررسی رابطه بین متغیرهای فوق به صورت ماهانه، نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) و به صورت فصلی شاخص ضمنی قیمت تولید ناخالص داخلی می‌باشد. RTR_{t-1} بازده واقعی سهام با یک وقفهٔ زمانی می‌باشند که برای تعدیل جزئی در این الگو مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای عمومیت‌دادن نتیجه آزمون فوق به کل جامعه برای تعیین رابطه بین بازده واقعی بازار و تورم به طور ماهانه الگوی فوق مورد استفاده قرار می‌گیرد.

برای بررسی رابطه بین بازده واقعی سهام و تورم به طور سالانه از الگوی زیر استفاده می‌شود:

$$RTR_t = \beta_0 + \beta_1 INF_1 + U_t$$

که در آن RTR_t بازده واقعی سهام مجموع شرکتهای مورد آزمون در زمان t، β_0 و β_1 ضرایب رگرسیون و INF_t نرخ تورم می‌باشد. نرخ تورم مورد استفاده برای بررسی رابطه بین متغیرهای فوق از نرخ رشد شاخص قیمت مصرف کنند (CPI) استفاده می‌شود و U_t جمله خطا می‌باشد.

یافته‌ها و نتیجه‌گیری

با توجه به این که در روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای برآورد پارامترهای الگوهای فوق لازم است تا متغیرهای مورد استفاده در این الگوها پایدار باشند، بنابراین با استفاده از آزمون دیکی فولر و آزمون انگل – گرانجر ماهیت پایداری این متغیرها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که وجود ریشهٔ واحد و در نتیجه ناپایداری سریهای زمانی را در برخی از سطوح احتمالاً نمی‌توان رد نمود. برای این که الگوهای رگرسیونی معنی‌دار باشند لازم است تا آزمون همبستگی متقابل انگل-گرانجر انجام شود و وجود همبستگی متقابل بین متغیرهای موجود در کلیهٔ الگوهای فوق مورد تأیید قرار گرفت و در نتیجه تخمین الگوها به شکل فوق و با استفاده از روش OLS معنی‌دار می‌باشد.

اطلاعات مربوط به برآورد الگو جهت تعیین رابطه علّی بین تورم و بازده اسمی سهام در جدول شمارهٔ (۱-٤) آمده است. به منظور تعیین تأثیر افزایش بازده اسمی سهام بر نرخ تورم و بررسی این موضوع که نرخ تورم (با یک وقفه زمانی) قادراست قدرت پیش‌بینی و تشریح الگو را اضافه نماید در جدول شمارهٔ (٤-۱) برآورد شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شمارهٔ ٤-١. نتایج تجربي بررسي تأثير اسمي سهام تورم(۱۳۷۰-۱۳۷۵) به طور ماهانه

کمیت آماری	تأثیر بازده‌اسمی سهام بر تورم
R^2 الگوی (۱)	۰/۱۶۶۷۰۶
R^2 الگوی (۲)	۰/۱۶۸۰۶۵
F محاسباتی	۰/۱۰۶۱۸۰۱۷
آمارهF محاسباتی در سطح ٥ درصد	۳/۹۴۵

درجهٔ آزادی F برابر با ۱ و ٦٥

جدول شمارهٔ(٤-١) نشان می‌دهد که F محاسباتی[۳۳] از آمارهٔF در سطح ٥درصد کمتر است. بنابراین نتایج تحقیق این موضوع را که افزایش بازده اسمی سهام باعث افزایش تورم می‌شود را در دورهٔ مورد نظر تأیید نمی‌کند. جدول شمارهٔ (٤-٢) نتایج تجربی بررسی تأثیر تورم بازده اسمی سهام را در ایران نشان می‌دهد. همچنین اطلاعات موجود در جدول شمارهٔ (٤-٢) نشان می‌دهد که F محاسباتی از آمارهٔ F در سطح ٥ درصد بیشتر است. بنابراین در فاصلهٔ سالهای ۱۳۷۰-۱۳۷٥ افزایش نرخ تورم باعث افزایش بازده سهام می‌شود.

جدول شمارهٔ ٤ -٢. نتایج تجربي بررسي تأثير تورم بر بازده اسمي سهام (۱۳۷۰-۱۳۷۵) به طور ماهانه

کمیت آماری	تأثیر بازده‌اسمی سهام بر تورم
R^2 الگوی (۱)	۰/۳۳۷۸۸۹
R^2 الگوی (۲)	۰/۳۷۵۸۱۶
F محاسباتی	۱/۰۴
آمارهF محاسباتی در سطح ٥ درصد	۳/۹۴۵

درجهٔ آزادی F برابر با ۱ و ٦٥

به عبارت دیگر نتایج نشان می‌دهد که بین بازده اسمی سهام و تورم یک رابطهٔ یک طرفه وجود دارد؛ یعنی افزایش تورم باعث افزایش نرخ بازده اسمی سهام می‌شود ولی افزایش بازده سهام موجب افزایش تورم نمی‌شود.

الگوی پیشنهادی (۲) به بررسی رابطهٔ بازده واقعی سهام و تورم در ایران به دو شکل اثر زنجیره‌ای و اثر مستقیم می‌پردازد. در روش اثر زنجیره‌ای ابتدا رابطهٔ بین فعالیت واقعی اقتصاد (رشد واقعی) و تورم در طی دوره ۱۳۷۰-۱۳۷۵ به طور فصلی مورد مطالعه قرار می‌گیرد. سپس رابطهٔ بین رشد واقعی و بازده واقعی سهام در همان دوره بررسی می‌شود. رابطهٔ بین تورم و رشد واقعی در معادلهٔ (۱) تعریف می‌شود.

$$INF = \underset{(8/7211)}{0/0713966} - \underset{(-1/7999)}{0/6275892}RGDP$$

در این معادله RGDP نرخ تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت (رشد واقعی) و INF نرخ تورم می‌باشد.

نتایج تحقیقات نشان می‌دهد که رابطهٔ بین تولید ناخالص داخلی با تورم با احتمال نود درصد منفی است. یعنی با فرض ثابت بودن سایر عوامل به ازای یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی باعث ۰/٦۲۸ درصد کاهش در تورم می‌شود که این نتیجه با نتایج تحقیقات فاما(۱۹۸۱)، شوارت(۱۹۹۰)، جعفری صمیمی(۱۹۹٤) و برونو(۱۹۹۵) سازگاری دارد. رابطهٔ بین رشد واقعی (تولید ناخالص داخلی) و بازده واقعی سهام در معادلهٔ (۲) نشان داده می‌شود.

$$RTR = 0/06812236 + 0/8003544RGDP \qquad (۲)$$

در این RGDP تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت و RTR بازده واقعی سهام می‌باشد.

با توجه به معادلهٔ فوق با فرض ثابت‌بودن سایر عوامل به ازای یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی ۰/۸ درصد افزایش در بازده واقعی سهام خواهد شد. نتایج نشان می‌دهد که اگرچه از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد، رابطهٔ بین تولید ناخالص داخلی و بازده واقعی سهام مثبت است. با توجه به مثبت‌بودن رابطه بین تولید ناخالص داخلی و بازده واقعی سهام از یک‌طرف و منفی‌بودن رابطه بین تورم و تولید

داخلی از طرف دیگر، رابطه میان بازده واقعی سهام و تورم منفی است؛ هرچند از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که رابطه معنی‌داری بین تورم و بازده واقعی سهام در این روش وجود ندارد که با نتیجهٔ تحقیق هرناندز (۱۹۹۰) سازگاری دارد.

در روش اثر مستقیم ارتباط بازده واقعی سهام و تورم در فاصلهٔ زمانی ۱۳۷۰-۱۳۷۵ به طور ماهانه، فصلی و سالانه در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. جهت تعیین رابطه بین بازده واقعی سهام و تورم به طور ماهانه از معادلهٔ زیر استفاده می‌شود.

$$RTR = -0/0058805 + 0/501352\,RTR(-1) + 0/7081668\,RCPI(-1) \qquad (۳)$$

در این معادله RTR(-۱) بازده واقعی سهام با یک وقفه زمانی و RCPI(-۱) تورم با یک وقفه زمانی است.

با توجه به معادلات فوق با فرض ثابت بودن سایر عوامل با افزایش یک درصد در تورم (با یک وقفه زمانی) باعث ۰/۷۰۸۱۶ درصد افزایش در بازده واقعی سهام می‌گردد. این الگو با احتمال ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد و نتایج نشان می‌دهد که رابطهٔ تورم (با یک ووقفه زمانی) با بازده واقعی سهام مثبت است.

برای عمومیت دادن نتیجه آزمون فوق به کل جامعه، رابطه بین بازده واقعی بازار و تورم به طور ماهانه نیز مورد آزمون قرار می‌گیرد. منظور از بازده بازار، بازده کل شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است که نامشان در تابلو درج شده است. در معادلهٔ RTR_m بازده بازار می‌باشد.

$$RTR_m = -0/0011962 + 0/5979648\,RTR_m(-1) + 0/417048\,RCPI(-1) \qquad (٤)$$

همان طور که در معادلهٔ (٤) مشاهده می‌شود با فرض ثابت بودن سایر شرایط با افزایش یک درصد در تورم تقریباً موجب ۰/٤۲ درصد افزایش در بازده واقعی سهام می‌گردد. این الگو با احتمال نود درصد معنی‌دار می‌باشد و رابطه بین تورم با یک وقفه زمانی و بازده واقعی سهام مثبت است. بنابراین عملکرد ۷۲ شرکت مورد آزمون با عملکرد بازار هماهنگی دارد. نمودار(۱) روند نوسانات بازده واقعی سهام را برای ۷۲ شرکت مورد آزمون و بازده بازار در سالهای ۱۳۷۰-۱۳۷۵ به طور ماهانه نشان می‌دهد. همچنین رابطه بین بازده واقعی سهام و تورم به طور فصلی

مورد بررسی قرارمی‌گیرد. همان طور که در معادلهٔ(۵) نشان داده شده است با فرض ثابت بودن سایر عوامل به ازای یک درصد افزایش در تورم (با یک وقفه زمانی) باعث ۲/۰۳ درصد افزایش در بازده واقعی سهام می‌گردد. این رگرسیون با احتمال بیش از ۹۵ درصد معنی‌دار است. به عبارت دیگر رابطه بین تورم و بازده واقعی سهام مثبت است.

$$RTR = -0/11732339 + 0/6214018RTR(-1) + 2/0312396RINF(-1) \quad (۵)$$

به علاوه رابطه بین دو متغیر فوق به طور سالانه نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس معادلهٔ (٦) با فرض ثابت بودن سایر عوامل به ازای یک درصد افزایش در تورم باعث ۷/٦۵ درصد افزایش در بازده واقعی سهام می‌شود.

$$RTR = -1/5669622 + 7/6498556RCPI \quad (٦)$$

نتایج نشان‌می‌دهد که رابطه بین بازده واقعی سهام و تورم مثبت است وبا احتمال ۹۹درصد معنی‌دار می‌باشد. بنابراین با نتایج فیشر (۱۹۳۰)، فرت (۱۹۷۹)، گلتکین (۱۹۸۳)، بادوخ و ریچاردسون (۱۹۹۳)، گراهام (۱۹۹٦) سازگاری دارد.

با توجه به تجزیه و تحلیل آماری می‌توان نتیجه گرفت که در بورس اوراق بهادار تهران، سهام به عنوان سپر تورمی[۳٤] عمل کرده است. به عبارت دیگر نرخ بازده کل سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار متناسب با نرخ تورم افزایش داشته است. نتیجه تحقیق حاضر نشان می‌دهد که افرادی که در دورهٔ مورد بررسی اقدام به سرمایه‌گذاری در سهام شرکتهای بورس اوراق بهادار تهران کرده‌اند ضمن حفظ قدرت خرید پولی خود توانسته‌اند به بازده مثبت دست یابند؛ بدین معنی که بازده این نوع سرمایه‌گذاریها بیش از نرخ تورم بوده است که بازده مثبتی را برای سهامداران ایجاد کرده است.[۳۵]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پی‌نوشتها

1- Ordinary Least Squares
2- Stationary
3- Gershon Mandelker
4- Oudet
5- Charles Nelson
6- Zvi Bodie
7- Jeffe Jeffery
8- Eugene Fame, William Schwert
9- Eugene Fama, “Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money”, The American Economic Review, September 1981, P. 545.
10- Robert Geske and Richard Roll, “The Fisecal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation”, The Journal of Finance, March 1983, PR..1-29.
11- Ibid, P. 53.
12- N. Bulent Gultekin, “Stock Market Returns and Inflation Evidence From Other Countries”, The Journal of Finance, March 1983, P. 49.
13- Bruno Solnik, “The Relation between Stock Prices and Inflationary Exceptions; The International Evidence”, The Journal of Finance, March 1983, P.37.
14- Jacob Boudoukh and Matthew Richardson, “Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective”, American Economic Review, 83, 1993, PP. 1346-1355.
15- Ahmad Jafari-Samimi, “Inflation and Economic Growth in Developing Countries: Further Empirical Evidence”, Discussion Papers in Economics, Vol, VTT, No. 286, April 1994, University of Reading, England.
16- Michael Bruno, “Does Inflation Really Lower Growth?”, Finance and Development, September 1995, PP. 35-38.
17- Kiseox Lee and Shawnwi, “Stock Returns, Real Activities and Temporary and Persistent Inflation”, Applied Financial Economics, 1996, P. 434.
18- Fred C. Graham. “Inflation, Real Stock Returns and Monetary Policy”, Applied Financial Economics, February 1996, P. 29.

19- Fama, “Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money”, American Economic Review, Sep. 1981, PP. 545-564.
20- Proxy effect
21- Ram and Spencer, “Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money: Comment”, American Economic Review 73, 1983, PP. 463-70.
22- Mundel
23- Benderly and Zwick, “Inflation, Real Balances, Output and Real Stock Returns”, American Economic Review, Dec, 1983, P.1115.
24- Real Balance effect
25- William Schwert, “Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence”, The Journal of Finance, September 1990, P. 1234.
26- Barry-V Cozieral Abdul-H Rahman, “Stock Returns, Inflation and Real Activity in Canada”, Canadian Journal of Economics, November 1988, PP. 759-74.
27- Leonardo Hernandez, “Inflationy Retorno Bursatil, Una Investigaction Empirica: Chile 1960-1988, Cuadernos-de-Economia, December 1990, PP. 381-406.
28- LeeUnro, “Further Empirical Test of the Proxy Effect Hypothesis: Some International Evidence”, Journal of International Financial Markets Institution and Money, 1996, P. 35-46.
29- Arjun Chatrath, San Jaj Ramchander and Ferank Song, “Stock Prices, Inflation and Output: Evidence from India”, Applied Financial Economics, August 1997, PP. 439-445.
30- Nominal Return

۳۱- برای مطالعه بیشتر در این زمینه به مقاله‌ای که نویسندگان آن را تدوین کرده‌اند تحت عنوان: «بررسی رابطهٔ علّی بین تورم، بازده سهام و شاخص قیمت سهام در ایران: یک تحلیل تجربی (۱۳۷۰-۱۳۷۵) که در فصلنامهٔ مدرس دورهٔ سوم، شمارهٔ اول، بهار ۱۳۷۸ به چاپ رسیده است مراجعه شود.

۳۲- برای محاسبه بازده سهام از فرمول $RTR_t = \frac{1+NR_t}{1+INF_t} - 1$ استفاده شده است که در این فرمول NR_t بازده اسمی سهام، RTR_t بازده واقعی INF_t

سهام

و نرخ تورم در زمان t می‌باشد.

۳۳- F محاسباتی آزمون معنی‌دار بودن تغییر قدرت توضیح دهندگی الگو پس از معرفی متغیرهای جدید را نشان می‌دهد. آزمون F به صورت زیر تعریف می‌شود $F = \frac{R_1^2 - R_2^2}{(1 - R_2^2)(n-k)}$ که در آن R_2^2 ضریب تعیین الگوی دوم R_1^2 ضریب تعیین در الگوی اول، n حجم نمونه و k تعداد پارامترهای دو الگو می‌باشد. ولی نرم‌افزار TSP7 که در این تحقیق برای برآورد پارامترهای الگوهای رگرسیونی مورد استفاده قرار گرفته است، F محاسباتی فوق را نیز محاسبه می‌کند.

34- Inflation Hedge

۳۵- لازم به توضیح است که با توجه به پیشنهاد یکی از داوران محترم به منظور بررسی اختلاف معنی‌دار بین بازده واقعی سهام در دورهٔ موردنظر در تحقیق حاضر با دورهٔ پس از سال ۱۳۷۵ نتایج حاصل از برآورد الگوی رگرسیونی که از متغیرهای مجازی برای آزمون فوق صورت گرفته است نشان داده است که این اختلاف در سطح ۱۰٪ معنی‌دار نبوده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مآخذ

1- Ahmad Jafari-Samimi, ***"Inflation and Economic Growth in Developing Countries: Further Empirical Evidence"***, Discussion Papers in Economics, Vol, VTT, No. 286, 1994, University of Reading, England.

2- Arjun Chatrath, San Jaj Ramchander and Ferank Song, ***"Stock Prices, Inflation and Output: Evidence from India"***, Applied Financial Economics, August 1997.

3- Barry-V Cozieral Abdul-H Rahman, ***"Stock Returns, Inflation and Real Activity in Canada"***, Canadian Journal of Economics, November 1988.

4- Benderly and Zwick, ***"Inflation, Real Balances, Output and Real Stock Returns"***, American Economic review, Dec, 1983.

5- Bruno Solnik, ***"The Relation between Stock Prices and Inflationary Exceptions; The International Evidence"***, The Journal of Finance, March 1983.

6- Eugene Fama, "***Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money", The American Economic Review"***, Sertember 1981.

7- Fama, "***Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money"***, American. Economic Review, Sep. 1981.

8- Fred C. Graham. ***"Inflation, Real Stock Returns and Monetary Policy"***, Applied Financial Economics, February 1996.

9- Jacob Boudoukh and Matthew Richardson, ***"Stock Returns and inflation: A Long-Horizon Perspective"***, American Economic Review, 83, 1993.

10- Kiseox Lee and Shawnwi, ***"Stock Returns, Real Activities and Temporary and Persistenet Inflation"***, Applied Financial Economics, 1996.

11- LeeUnro, ***"Further Empirical Test of the Proxy Effect Hypothesis: Some International Evidence"***, Journal of International Financial Markets Institution and Money, 1996.

12- Leonardo Hernandez, ***"Inflationy Retorno Bursatil, Una Investigaction Empirica: Chile 1960-1988"***, Cuadernos-de-Economia, December 1990.

13- Michael Bruno, ***"Does Inflation Really Lower Growth?"***, Finance and Development, September 1995.

14- N. Bulent Gultekin, ***"Stock Market Returns and Inflation Evidence From Other Countries"***, The Journal of Finance, March 1983.
15- Ram and Spencer, ***"Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money: Comment"***, American Economic Review 73, 1983.
16- Real Balance effect
17- Robert Geske and Richard Roll, ***"The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation"***, The Journal of Finance, March 1983.
18- William Schwert, ***"Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence"***, The Journal of Finance, September 1990.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی