مجله پژوهش‌های حسابداری مالی
سال دوم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۶)، زمستان ۱۳۸۹
تاریخ وصول: ۱۳۸۸/۱۰/۱۹
تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۵/۳
صص ۱۲۴ -۱۰۹

مقایسه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی

دکتر ویدا مجتهدزاده[۱]* و سمیه امامی**
* دانشیار حسابداری دانشگاه الزهرا "س"
** کارشناس ارشد حسابداری دانشگاه الزهرا "س"

چکیده

این تحقیق به مقایسه میزان خطای دو مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و تعدیل شده برای شرایط تورمی در پیش بینی بازده سهام می‌پردازد. در این راستا، سه فرضیه طراحی شد. به منظور آزمون این فرضیه‌ها، اطلاعات ماهیانه ۷۲ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۸۶جمع آوری گردید و دو مدل با استفاده از رگرسیون‌های مربوط مقایسه شدند. نتایج تحقیق نشان داد که مدل تعدیل شده از نظر برآورد بازده دارایی، ضریب خطای کمتری دارد و وجود عامل تورم در این مدل، میزان دقت آن را نسبت به مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به شکل معناداری افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، عامل تورم در پیش بینی بازده دارایی‌های سرمایه‌ای دارای نقش بااهمیتی است. همچنین، در شرایط تورمی، در صورت وجود همبستگی مثبت بین نرخ بازده پرتفوی بازار و نرخ تورم، مقدار قیمت بازاری ریسک در مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نسبت به مدل تعدیل شده کمتر است.

واژه‌های کلیدی: مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی، قیمت بازاری ریسک، شرایط نامطمئن تورمی.

۱- نویسنده مسؤول
Vida.mojtahed@gmail.com

مقدمه

مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه دهنده چارچوبی برای بیان رابطه ریسک و بازده و میزان صرف ریسک است. با فرض وجود بازار سرمایه کارا، قیمت گذاری پرتفوی بازار در هر برهه‌ای از زمان، منعکس کننده رابطه تعادلی اتفاق نظر بازار پیرامون ریسک و بازده مورد انتظار است[۱۴].آزمون‌های متعددی برای بسط نظریه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توسط اقتصاددانان انجام شده است. از آن جا که این مدل دربردارنده فرض‌هایی است که برخی از آن‌ها در دنیای واقع مصداق ندارند[۱۰و۱۲]، اولین خط سیر این آزمون‌ها در جهت کاهش و یا حذف برخی از این فرض‌ها بوده است. از جمله می‌توان به تأثیر مالیاتی توسط برینان[1] (۱۹۷۰)، وجود دارایی‌های غیر قابل خرید و فروش توسط میرز[2] (۱۹۷۲)، حسابداری تورمی و دارایی‌های بین المللی توسط استالز[3] (۱۹۸۱)، اشاره کرد. دومین خط سیر آزمون‌های مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، پیرامون بسط این مدل به یک مدل نیمه موقت است[۳و۶].

تورم یکی از شاخص‌های مهم اقتصادی و تاثیرگذار بر سرمایه گذاری (به عنوان یکی از عوامل ریسک سیستماتیک) است. اهمیت تورم به دلیل تاثیری است که بر نرخ واقعی بازده دارد[۱]. معمولاً نرخ آتی تورم نامطمئن و پیش بینی آن مشکل است. عدم اطمینان نسبت به نرخ تورم به نامطمئن بودن قیمت نسبی آتی کالاها منجر می‌شود[۴].مدل‌های قدیمی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بدون توجه به عامل تورم استنتاج شده‌اند. بنابراین، تأثیر تورم نامطمئن بر سرمایه‌گذاری شرکت و تصمیمات تأمین مالی آن در مدل‌های ارزش گذاری تعادلی تا قبل از سال‌های ۱۹۷۳ تحلیل نشده است. بعد از آن نیز تحقیقات معدودی در این زمینه انجام شده است[۱۵و۱۷]. بسط این مدل درشرایط تورمی[4]توسط لانگ (۱۹۷۴)، چن و بونس (۱۹۷۵) و فرند، لنداسکرونر و لاسک (۱۹۷۶) نشان می‌دهد که به علت عدم بررسی رابطه نرخ تورم و نرخ اسمی بازده در مدل، بازده اسمی مورد انتظار دارایی‌ها بیشتر از واقع منعکس می‌شود[۷].کبیر(۱۹۹۰) مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی را نوع مشخصی از مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای معرفی می‌کند که اعتبار آن بر اساس فرض کارایی پرتفوی بازار است[۱۸]. دو پژوهش با اهمیت در ادبیات مدل تعدیل شده مربوط به فرند، لنداسکرونر و لاسک(۱۹۷۶)و چن و بونس (۱۹۷۵) است [۹].فرند،لنداسکرونر و لاسک به ارائه مدل قیمت-گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در شرایط تورمی نامطمئن پرداختند. آنها مدعی بودند که مدل چن و بونس نسبت به مدل آنها از عمومیت کمتری برخوردار است.این پژوهشگران، نرخ بازده مورد انتظار دارایی را برابر با مجموع نرخ بازده دارایی بدون ریسک، کواریانس بازده دارایی ریسکی و نرخ تورم، تأثیر ریسک دارایی و قیمت بازاری ریسک در نظر گرفتند و مدل را به صورت زیر ارائه کردند[۱۴]:

$$E(r_i) = r_f + \sigma_{i\pi} + \left[\frac{E(r_m) - r_f - \sigma_{m\pi}}{\sigma_m^2 - \left(\frac{\sigma_{m\pi}}{a}\right)}\right]\left(\sigma_{im} - \frac{\sigma_{i\pi}}{a}\right)$$

$E(r_i)$: بازده مورد انتظار دارایی i؛

1 . Brennan
2 . Mayers
3 . Stulz

4 . Capital Assets Pricing Model Under Uncertain Inflation

r_f : نرخ بازده بدون ریسک؛

$\sigma_{i\pi}$: کواریانس بازده دارایی ریسکی و نرخ تورم؛

$E(r_m)$: ارزش مورد انتظار نرخ بازده پرتفوی بازار؛

$\sigma_{m\pi}$: کواریانس نرخ بازده پرتفوی بازار و نرخ تورم؛

a: نسبت دارایی‌های ریسکی به کل ارزش تمام دارایی‌ها.

عبارت داخل کروشه، قیمت بازاری ریسک است که تأثیر تورم نیز در آن تعدیل شده است. عبارت داخل پرانتز ریسک دارایی است.مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به صورت زیر مطرح می‌شود [همان منبع]:

$$E(r_i) = r_f + \left[\frac{E(r_m - r_f)}{\sigma_m^2}\right]\sigma_{im}$$

یکی از تفاوت‌های این مدل با مدل فرند،لنداسکرونر و لاسک در عبارت‌های کواریانس نرخ تورم و یک عامل دیگر(نرخ بازده دارایی ریسکی و نرخ بازده پرتفوی بازار)است که هم درقیمت بازاری ریسک و هم میزان ریسک دیده می‌شود. تفاوت دیگر مربوط به تفکیک عامل $\sigma_{i\pi}$ است که سبب می‌شود حتی زمانی که سرمایه گذاران به ریسک بی‌طرف هستند، مدل‌های فرند،لنداسکرونر و لاسک وقیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای متفاوت باشند. فرند،لنداسکرونر و لاسک از مقایسه مدل خود با مدل قیمت گذاری دارایی‌ها سرمایه‌ای، به این نتیجه دست یافتند که در صورت وجود شرایط تورم نامطمئن و همبستگی مثبت بین نرخ بازده بازار و نرخ تورم، مدل اخیر،قیمت بازاری ریسک را کمتر از واقع نشان می‌دهد. بنابراین، با فرض وجود دارایی بدون ریسک و قابل معامله بودن دارایی‌ها، قیمت بازاری ریسک را از ($\frac{E(r_m - r_f)}{\sigma_m^2}$) در مدل قیمت گذاری به ($\frac{E(r_m) - r_f - \sigma_{m\pi}}{\sigma_m^2 - \left(\frac{\sigma_{m\pi}}{a}\right)}$)که کوچکتر است، در مدل خود تغییر دادند. $E(r_m) - r_f$ از σ_m^2 بیشتر است؛در حالی که در شرایط غیر تورمی و رکود و وجود همبستگی منفی بین نرخ بازده بازار و نرخ تورم، مدل قیمت گذاری، قیمت بازاری ریسک را بیشتر از واقع نشان می‌دهد.از آن جا که در شرایط تورم نامطمئن و وجود همبستگی مثبت بین نرخ بازده دارایی و نرخ تورم، مدل قیمت گذاری ریسک دارایی **i**ام را بیشتر از واقع نشان می‌دهد؛ بنابراین، ریسک دارایی در این مدل (σ_{im}) به ($\sigma_{im} - \frac{\sigma_{i\pi}}{a}$) در مدل فرند، لنداسکرونر و لاسک تغییر یافت. همچنین آنها معتقد بودند که در شرایط تورمی و در صورتی که همبستگی مثبت بین نرخ بازده دارایی ریسکی و نرخ تورم، بیشتر از همبستگی بین نرخ تورم و نرخ بازده بازار و نیز همبستگی بین نرخ بازده دارایی ریسکی و نرخ بازده بازار باشد، مدل قیمت گذاری نرخ بازده دارایی ریسکی را بیشتر از واقع نشان می‌دهد[همانجا].چن و بونس (۱۹۷۵) نیز از بی‌توجهی مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به عامل تورم انتقاد و این عامل را در مدل وارد کردند. آنها در استخراج مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی سه فرض زیر را در نظر گرفتند:

۱) وجود یک بازار رقابتی کامل که در آن سهام و اوراق قرضه بدون هزینه و مالیات مبادله می‌شود؛

۲) وجودانتظارات متجانس سرمایه گذاران با توجه به نوع توزیع احتمال نرخ‌های آتی بازده اواراق بهادار ریسکی و نرخ تورم؛

۳) وجود سرمایه‌گذاران ریسک گریز که به دنبال حداکثر کردن ثروت نهایی واقعی خود هستند.

هدف چن و بونس بررسی چگونگی تأثیر تورم نامطمئن بر سرمایه‌گذاری و تصمیمات تأمین مالی شرکت‌ها بود. مدل تعدیل شده آنها به صورت زیر مطرح شد :

$$E\left(\bar{R}_j\right) = R_f + \frac{SCOV\left(\bar{R}_j, \bar{R}_m\right) - WCOV\left(\bar{R}_j, \bar{R}_a\right)}{\sum_i \frac{1}{2c_i} - \sum E_i\left(\bar{Y}_i\right)}$$

$E\left(\bar{R}_j\right)$: بازده اسمی مورد انتظار دارایی j؛

R_f : نرخ بازده بدون ریسک؛

R_m : نرخ بازده پرتفوی بازار؛

$\bar{R}_a$: نرخ تصادفی تورم؛

$\bar{Y}_i$: ثروت واقعی پایان دوره سرمایه گذار؛

$E_i(\bar{Y}_i)$: ارزش مورد انتظار ثروت واقعی پایان دوره.

در این مدل، نرخ اسمی بازده دارایی با مجموع نرخ اسمی بازده اوراق بدون ریسک و صرف ریسک برابرو صرف ریسک از دو بخش تشکیل شده است :

$$E\left(\bar{R}_j\right) = R_f + \overset{*}{R} b_j^*$$

عامل b_j^*، ریسک مرتبط با دارایی یا ریسک سیستماتیک است.این ریسک از عبارت $SCOV\left(\bar{R}_j, \bar{R}_m\right)$در مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به $SCOV\left(\bar{R}_j, \bar{R}_m\right) - WCOV\left(\bar{R}_j, \bar{R}_a\right)$ در مدل چن و بونس تغییر یافته است. بنابراین، در صورت وجود همبستگی مثبت بین بازده شرکت و نرخ تورم، مدل قیمت گذاری ریسک شرکت را بیشتر منعکس می‌کند و بر عکس. در رابطه دیده می‌شود، زمانی که تورم در مدل قیمت گذاری دخالت داده شود، ریسک سیستماتیک دارایی متشکل از دو بخش ۱) کواریانس نرخ بازده سهام و نرخ بازده پرتفوی بازار، و ۲) کواریانس نرخ بازده سهام و نرخ تورم خواهد شد. آنها بخش اول را ریسک تغییر پذیری و بخش دوم را ریسک تورمی نامیدند. بخش دوم؛ یعنی R^*، صرف ریسک است که میانگین هماهنگ شده ریسک گریزی موردانتظار سرمایه گذاران است.چن و بونس با مقایسه مدل خود و مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نتیجه گرفتند که در صورت وجود شرایط نامطمئن تورمی، مدل اخیر قیمت بازاری ریسک را بیشتر از واقع و در صورت وجود شرایط غیر تورمی، آن را کمتر از واقع محاسبه می‌کند[۱۰].

فرند، لنداسکرونر و لاسک معتقدند که چن و بونس با به‌کارگیری فرض وجود تابع مطلوبیت کوآدراتیک از تحلیل خود پیرامون نرخ بازده مورد انتظار دارایی تحت شرایط تورم نامطمئن، به نتایجی دست یافته‌اند که کاملاً متفاوت، اما با نتایج آنها قابل قیاس است. آنها عنوان کردند که چن و بونس دو شرط لازم؛ یعنی $\sigma_{i\pi}$ در طرف راست رابطه و $\sigma_{m\pi}$ در قیمت بازاری ریسک را در ارائه مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی در نظر نگرفته‌اند، اما تفسیر صحیح یافته‌های آنها موجب دست‌یابی به نتایج کیفی مشابه با تحقیق این محققان شده است. به این صورت که بر اساس نتایج تحقیق چن و بونس، در شرایط نامطمئن تورمی، مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای قیمت بازاری ریسک را بیشتر از واقع و در شرایط نامطمئن غیر تورمی کمتر از واقع نشان می‌دهد، در حالی که نتایج مدل آنها بر عکس است. فرند، لنداسکرونر و لاسک دلیل نادرستی نتایج چن و بونس را این گونه تفسیر کردند که آنها درمحاسبه حداکثر مطلوبیت مورد انتظار، ضرایب تابع مطلوبیت را بدون توجه به میزان ثروت در شرایط

اسمی و واقعی، به طور مساوی در نظر گرفته اند. بنابراین، نتیجه‌گیری آنها بر اساس فرض یکسان بودن ضرایب واقعی و اسمی ثروت در تابع مطلوبیت آن‌ها است [۱۴].

در این پژوهش، میزان خطای دو مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و تعدیل شده برای شرایط تورمی در پیش بینی بازده سهام مقایسه می‌شود.

پیشینه تحقیق

تحقیقات معدودی پیرامون تاثیر تورم بر مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای انجام شده است.بعلاوه، دوره زمانی اکثر این تحقیقات، سال‌های ۱۹۷۳-۱۹۹۰ است.خلاصه برخی از این تحقیقات و سایر موارد مرتبط دراین قسمت بیان می‌شود.

لانگ (۱۹۷۴) با اشاره به این که مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای عامل تورم و نرخ بهره را در نظر نمی‌گیرد، با ارائه تحلیل زمانی منقطع از سیستم اقتصادی، شرح کاملی از تعادل در بازار سرمایه ارائه داد. وی عدم اطمینان در مورد قیمت آتی کالاهای مصرفی و فرصت‌های آتی سرمایه‌گذاری را بر بازده تعادلی دارایی‌ها مؤثر دانست. لانگ، ابتدا یک مدل نظری برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تحت شرایط عدم اطمینان ارائه، سپس آن را به مدلی تجربی تبدیل کرد و مورد آزمون قرار داد.این محقق در نهایت مدل خودرا بامدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مقایسه و کاربرد مدل اخیر در شرایط عدم اطمینان را ناکافی عنوان نمود[۲۰].

چن (۱۹۷۶)مدل تعادلی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تحت شرایط تورم نامطمئن را ارائه کرد. این مدل از ترکیب مدل‌های چن و بونس (۱۹۷۵) و التون، گروبر و رنتزلر (۱۹۸۳) حاصل شده است [۱۳]. وی معتقد بود که کواریانس بازده سهام و نرخ تورم، نقش با اهمیتی در تعیین ریسک سهام دارد. چن ابتدا تقاضا برای دارایی‌های ریسکی تحت شرایط تورم نامطمئن را تحلیل کرد، سپس به ارائه مدل پرداخت. مطابق با یافته‌های وی، رابطه تعادلی ریسک و بازده در شرایط تورمی، همچنان خطی است. همچنین، ریسک سیستماتیک دارایی، علاوه بر کواریانس بازده سهام و پرتفوی بازار، کواریانس بازده دارایی و نرخ تورم را نیز در بر می‌گیرد.او در تحلیل داده‌های خود سعی کرد از روش تحلیل رول (۱۹۷۳)، لانگ (۱۹۷۴) و گاوی ریا [1](۱۹۷۳) استفاده کند.بعلاوه، مدل را به صورت تجربی آزمون کرد و نتیجه گرفت که در شرایط تورمی، در صورت وجود همبستگی مثبت بین نرخ بازده پرتفوی بازار و نرخ تورم، مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، قیمت بازاری ریسک را نسبت به مدل تعدیل شده ، بیشتر نشان می‌دهد و برعکس[۱۱].

سل نیک (۱۹۷۸) در تحقیق خود به بررسی اثر تصادفی تورم غیرقابل پیش بینی (به ویژه عدم اطمینان نسبی قیمت‌ها) بر ترکیب بهینه پرتفوی در چارچوب میانگین- واریانس پرداخت. فرض کارایی پرتفوی این است که سرمایه‌گذاران، بهینه سازان واقعی میانگین واریانس بازده هستند. او عنوان کرد که با توجه به رابطه شاخص بازده بازار و تورم، وجود تورم در مدل تعادلی بازار، گمراه کننده و اشتباه است [۲۱].

برنیه (۱۹۸۶) معتقد بود، هیچ یک از مدل‌های قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و تعدیل شده

1 . Gaviria

چن و بونس(۱۹۷۵)، چارچوب کافی برای ارزیابی بازده دارایی‌ها تحت شرایط تورمی فراهم نمی‌کند . او با ادعای صحیح نبودن مقدار بتای محاسبه شده در این مدل‌ها، درصدد ارائه مدل بهتری برآمد.از نظر وی، در مدل‌های مذکور توجهی به فرضیه فریدمن[1] (۱۹۷۷) نشده است. افزودن بر آن چنانچه نرخ اسمی بدون ریسک متغیر باشد،این مدل‌ها مناسب نیستند[۷]. برنیه مدل‌های پیشگفته را مبانی مدل خود معرفی کرد. مدل او که نرخ تورم را نیز در نظر می‌گیرد و تأثیر مجزای فرضیه‌های فیشر(۱۹۳۰) و فریدمن(۱۹۷۷) بر بازده مورد انتظار دارایی را تفکیک می‌کند، مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای فیشر و فریدمن[2] نامیده شد.

فرضیه فریدمن(۱۹۷۷)، پیرامون تأثیر تورم بر عملکردعادی اقتصادی است؛ به این معنا که اثر تغییرات غیرقابل پیش بینی بر قیمت‌ها (عدم اطمینان نسبت به تورم) منجر به ایجاد اختلال در اقتصاد می‌شود و به طور غیر مستقیم درآمد واقعی افراد جامعه را تحت تاثیر قرار می‌دهد، زیرا این تغییرات با سطح عادی قیمت‌ها و انتظارات کارگزاران اقتصادی در تضاد است. نکته اصلی در فرضیه فریدمن، تأثیر تورم بر ستاده‌های واقعی[3] در حداقل سطح فعالیت‌های اقتصادی و تغییر پذیری فعالیت‌های اقتصادی است. فرض بر این است که آثار پایدار تورم و عدم اطمینان نسبت به آن بر بازده (مثبت یا منفی)، در برخی زمان‌ها توسط کارگزاران اقتصادی پیش بینی می‌شود. در شرایط وجود تورم نامطمئن، اثر فرضیه فریدمن بر مقادیر بازده به صورت مثبت و منفی وجود دارد. مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای فیشر و فریدمن از نظر تعیین و تشریح نقش فرضیه فیشر(۱۹۳۰) پیرامون تورم، دارای اهمیت خاصی است. فیشر فرض کرد که بازده دارایی‌ها در برابر تورم تعدیل شده، افزایش می‌یابد، اما آزمون‌های تجربی، شواهد کمی در تأیید این فرضیه ارائه کرده‌اند[همان منبع].

برنیه در مدل خود، علاوه بر مفروضه‌های مدل‌های قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و چن و بونس، فرض عدم دارایی بدون ریسک را با ذکر این مطلب اضافه کرد، که سرمایه گذاران قادر به سرمایه-گذاری در پرتفویی هستند که دارای کواریانس صفر با پرتفوی بازار است و آن را R_z نامید[همان منبع]. بسط مدل برنیه در بردارنده فرض برابری نرخ اسمی بازده با مجموع نرخ واقعی بازده و نرخ تورم (اثر فرضیه فیشر) نیز هست. به عبارت دیگر، اثر فرضیه فیشر(۱۹۳۰) در فرآیند تولید بازده دارایی؛ یعنی کواریانس نرخ اسمی بازده و نرخ تورم دخالت داده می‌شود. انتظار می‌رود این کواریانس، مطابق با نظر برنیه، در شرایط رکود نامطمئن مثبت باشد.برنیه در پایان تحقیق خود سه مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، تعدیل شده برای شرایط تورمی چن و بونس و قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای فیشر و فریدمن را از دیدگاه نظری آزمون کرد و به این نتیجه رسید که در صورت وجود تورم نامطمئن، دو مدل اول نسبت به مدل آخر،در پیش بینی بازده دارایی‌ها، ناتوان هستند و در صورت عدم تورم، دو مدل نتایج مشابهی دارند. همچنین، دریافت که تأثیر فرضیه فریدمن بر سطح اقتصاد، سبب نبود نرخ بازده بدون

1 . Friedman

2 . Fisher-Friedman Capital Assets Pricing Model(FFCAPM)

3 . Real Output

ریسک و متغیر شدن فرآیند تولید بازده می‌شود[همانجا].

برنیه (۱۹۹۰) بعد از دخالت دادن فرضیه‌های "عدم اطمینان نسبت به تورم" فریدمن(۱۹۷۷) و تورم فیشر(۱۹۳۰) و ارائه مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای فیشر و فریدمن(۱۹۸۶)، به آزمون تجربی مدل پرداخت. او در این رابطه دو مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و تعدیل شده برای شرایط تورمی را از نظر قدرت توضیح بازده دارایی‌ها و اهمیت طی سه دوره بااستفاده از روشی مقطعی با مدل خود مقایسه کرد. برنیه در این تحقیق نشان داد که مدل او صرف نظر از دیدگاه نظری، از منظر تجربی نیز نسبت به دو مدل دیگر توانایی بهتری در توجیه تغییرات بازده دارایی‌ها دارد. وی فرضیه فریدمن(۱۹۷۷) پیرامون عدم اطمینان نسبت به تورم را تأیید نمود. داده‌های این تحقیق شامل بازده‌های ماهیانه ۲۸۵ شرکت طی سال‌های ۱۹۶۲ – ۱۹۸۰ بود. نرخ تورم به صورت ماهیانه و بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده محاسبه گردید و شاخص داووجونز به عنوان نرخ بازده پرتفوی با بتای صفر در نظر گرفته و ضرایب سه مدل از طریق رگرسیون مقطعی برآورد شد. برنیه باتوجه به وجود همبستگی بین عرض از مبدأ مدل چن و بونس (۱۹۷۵) و متغیرهای فرضیه فریدمن، مناسب بودن مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای فیشر و فریدمن را در شرایط نامطمئن تورمی تأیید کرد[۸].

کاپیلو و گاین (۲۰۰۵) در پژوهش خود، نقش عامل تورم را در تعیین قیمت دارایی‌های مالی مطالعه نمودند. آنها با ارائه یک مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای موقت، تورم را عاملی مستقل از ریسک درکشورهای فرانسه و آلمان معرفی کردند. نمونه مورد بررسی این محققان شامل ۲۲۱ سهم و اوراق قرضه دولتی طی دوره زمانی ۱۹۸۵-۲۰۰۳ است. بعلاوه، پژوهشگران امکان تاثیر تفاوت در سیاست‌های پولی دو کشور قبل از سال ۱۹۹۹ را بر نقش تورم در قیمت گذاری دارایی‌های تأمین مالی ارزیابی کردند. نتایج بیانگر آن بود که بین عوامل کلان اقتصادی، تورم عامل مؤثری در قیمت گذاری سهام و اوراق قرضه در دو کشور آلمان و فرانسه است [۹].

بوریس (۲۰۰۷) اظهار کرد مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای که به منظور پیش بینی بازده سهام و تعیین هزینه سرمایه در بازارهای توسعه یافته استفاده می‌شود، در بازارهای در حال توسعه و کمتر توسعه یافته دارای عملکرد ضعیفی است و مدل‌های چند عاملی می‌توانند نقایص این مدل را برطرف کنند. وی در تحقیق تجربی خود به آزمون دو مدل تک عاملی و چهار عاملی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخت. عوامل مدل اخیر، برخی از متغیرهای کلان اقتصادی، جامعه آماری در برگیرنده شرکت‌های فعال در کشورهای اروپای مرکزی و رگرسیون مورد استفاده سری زمانی منقطع بود. نتیجه پژوهش نشان داد که مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توانایی تشریح متوسط بازده دارایی‌ها را ندارد؛ در حالی که مدل چند عاملی، شامل: تورم، بازده مازاد و تولیدات مازاد صنعتی می تواند بخشی از تغییرات در بازده دارایی‌ها را توجیه کند[۶].

فبرین و هاروانی (۲۰۰۷) به آزمون مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای طی سه دوره زمانی متفاوت در اندونزی پرداختند. آنها عامل بتا را در توجیه بازده مازاد پرتفوی کافی ندانستند و مشابه فاما

و فرنچ (۱۹۹۳)، اندازه شرکت را در تعیین بازده مازاد پرتفوی، با اهمیت تلقی کردند[۱۳].

ابهیانکار و گنزالز (۲۰۰۸)به بررسی عواملی پرداختند که می‌تواند تغییرات مقطعی بازده مورد انتظار اوراق قرضه شرکت‌ها را بهتر توضیح دهد. آن-ها فرض کردند که سرمایه گذاران صرفاً در اوراق قرضه سرمایه‌گذاری می‌کنند. همچنین، مدل مورد استفاده آن‌ها، مدل سه عاملی کمبل(۱۹۹۳)[1] و داده‌ها شامل بازده اوراق قرضه هفت پرتفوی از صنایع مختلف طی دوره زمانی ۱۹۹۳-۲۰۰۶بود. سه عامل مدل کمبل، شامل: نرخ بهره واقعی آتی، تورم مورد انتظار و بازده مازاد آتی اوراق قرضه است. نتایج نشان داد که به منظور شرح تغییرات مقطعی بازده مورد انتظار اوراق قرضه شرکت‌ها، عامل اول و دوم نسبت به روش‌های جدید تعیین بازده مازاد آتی اوراق قرضه با اهمیت تراست[۲].

سریواستاوا (۲۰۰۹) به تشریح مدل‌هایی از جمله،قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، وجوه نقد تنزیل شده[2] و قیمت گذاری آربیتراژ پرداخت که درصدد تعیین رابطه بازده سهام و عوامل اقتصاد کلان برآمده‌اند. از نظر وی، هر یک از مدل‌ها دارای محدودیت‌هایی است که کاربرد آنها را در کشورهای مختلف با مشکل مواجه می‌کند. هدف این تحقیق نظری، بررسی اثر تغییر عوامل اقتصاد کلان بر بازده سهام بود. نتایج نشان داد که بازار سهام به مقدار زیاد تحت تاثیر عوامل اقتصاد کلان قرار می‌گیرد. عواملی که در بازه طولانی تاثیر بیشتری بر بازده سهام دارند، عبارتند از: تولیدات صنعتی، تورم، نرخ تغییر ارز، نرخ بهره و عرضه پول است [۲۲].

نیف، کولاری و پی نونن (۲۰۰۹)اظهار داشتند که یکی از مفروضه‌های مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در تعیین قیمت دارایی‌ها، ثبات سطح عمومی قیمت‌ها و واحد ارز[3] است؛ هر چند، این فرض غیر واقعی است و باید آن را از فهرست مفروضه‌ها حذف کرد.این سه محقق، پس از حذف فرض اخیر به ارائه مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای همراه با ریسک تورم و ریسک تغییر نرخ ارز[4]پرداختند. آنها این مدل را با استفاده از رگرسیون سری زمانی برای سهام شرکت‌های امریکایی مورد آزمون قرار دادند.از آن جا که درصد قابل توجهی از سهام شرکت‌های نمونه نسبت به ریسک بازار حساس و این ریسک با تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها و نیز ارزش دلار دارای همبستگی بود؛ آنها نتیجه گرفتند که ریسک تورم و تغییر نرخ ارز به میزان زیادی در قیمت گذاری سهام شرکت‌های نمونه مؤثر است. بنابراین، تغییر ریسک تورم و ریسک تغییر نرخ ارز، ریسک بازار را به شدت تحت تاثیر قرار می‌دهد[۱۹].

فرضیه‌ها

با مطالعه ادبیات و پیشینه تحقیق، فرضیه‌ها به صورت زیر مطرح شد:

فرضیه اول: بازده محاسبه شده با استفاده از مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی نسبت به مدل قیمت

1 . Intertemporal Capital Assets Pricing Model(ICAPM)
2 . Discounted Cash Flows Model(DCFM)
3 . Currency
4 . Capital Assets Pricing Model With Exchange And Inflation Risk(CAPMXI)

گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، به بازده واقعی نزدیکتر است.

فرضیه دوم: در شرایط تورمی، در صورت وجود همبستگی مثبت بین نرخ بازده پرتفوی بازار و نرخ تورم؛ مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نسبت به مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی، قیمت بازاری ریسک را بیشتر نشان می‌دهد.

فرضیه سوم: در شرایط تورمی، در صورت وجود همبستگی منفی بین نرخ بازده پرتفوی بازار و نرخ تورم؛ مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نسبت به مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی، قیمت بازاری ریسک را کمتر نشان می‌دهد.

روش تحقیق

تحقیق حاضر مطالعه‌ای کاربردی است. آنچه این پژوهش را به سوی کاربردی بودن سوق می‌دهد، استفاده از نتایج آن در پیش‌بینی بازده دارایی‌های سرمایه‌ای توسط بورس اوراق بهادار، تحلیلگران مالی، کارگزاران و سرمایه‌گذاران در شرایط تورمی است.

در این تحقیق برای بررسی میزان خطای مدل‌های قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و تعدیل شده برای شرایط تورمی (فرضیه اول)، ابتدا با استفاده از روش تحلیل پانلی رگرسیون‌های دو مدل مقایسه گردید.

حالت کلی مدل اول به صورت زیر مطرح می‌شود:

$$E(R_{jt}) - R_{ft} = \beta_0 + \beta_1 (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{jt}$$

R_{ft}: نرخ بازده بدون ریسک؛

R_{mt}: نرخ بازده پرتفوی بازار؛

R_{jt} : نرخ بازده سهام.

در این مدل R_{mt}، متغیر مستقل و R_{jt}، متغیر وابسته محسوب می‌شود.

حالت کلی مدل دوم به شکل زیر است:

$$R'_{jt} = \beta_0 + \beta_1 R'_{mt} + \beta_2 R'_{at} + \varepsilon_{jt}$$

R'_{mt}: صرف ریسک نرخ بازده بازار که از طریق کسر نرخ بازده بدون ریسک از نرخ بازده پرتفوی بازار محاسبه شد.

R'_{at}: صرف ریسک تورم که از طریق کسر نرخ بازده بدون ریسک از نرخ تورم محاسبه گردید.

R'_{jt} : صرف ریسک نرخ بازده سهام که از طریق کسر نرخ بازده بدون ریسک از نرخ بازده دارایی محاسبه شد.

در این مدل، R'_{mt} و R'_{at}، متغیرهای مستقل و R'_{jt}، متغیر وابسته است.

به منظور آزمون فرضیه دوم و سوم از رگرسیون مدل دوم استفاده شده است.

دوره مطالعه و جامعه آماری

جامعه آماری این تحقیق مجموعه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره پنج ساله ۱۳۸۲-۱۳۸۶ با در نظر گرفتن ویژگی‌های زیر است:

۱- سال مالی آنها منتهی به پایان اسفندماه باشد.

۲- بر اساس بررسی معاملات و میانگین قیمت ماهیانه سهام در دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۸۶ حداقل سهام آنها به صورت ماهیانه داد و ستد شده باشد.

۳- جزو شرکت‌های سرمایه گذاری، واسطه گری مالی و هلدینگ نباشد.

۴- زیان ده نباشد.

۵- در دوره زمانی تحقیق تغییر سال مالی نداده باشد.

۶- تا پایان سال ۱۳۸۱، نام شرکت در تابلو بورس اوراق بهادار درج شده باشد.

در نهایت، ۷۲ شرکت کلیه شرایط مورد نظر را احراز نمودند.

داده‌های لازم برای آزمون فرضیه‌های تحقیق با استفاده از بررسی مدارک و اسناد موجود در کتابخانه سازمان بورس اوراق بهادار تهران،از قبیل صورت‌های مالی وگزارش حسابرسی شرکت‌ها، بانک جامع اطلاعاتی شرکت‌ها موجود در پایگاه اینترنتی سازمان بورس اوراق بهادار تهران و نیز نرم افزارهای اطلاعاتی تدبیرپرداز و ره آورد نوین، تهیه گردید. داده‌های جمع آوری شده با استفاده از نرم افزار اکسل در قالب فایل‌های اطلاعاتی فراهم و سپس متغیرهای مورد نظر محاسبه شد. در نهایت، پس از سنجش اعتبار مدل، محاسبات آماری و برآوردها با روش تحلیل پانلی و آزمون والدو با به‌کارگیری نرم افزارهای SPSS نگارش ۱۵ و Eviews نگارش ۴ انجام گردید.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ها

ابتدا اعتبار مدل مورد سنجش قرار گرفت. برای سنجش اعتبار مدل، لازم است پیش فرض‌هایی برقرار باشد. این پیش فرض‌ها با استفاده از نمودارها و یا آزمون‌های مناسب کنترل می شوند. فرض نرمال بودن داده‌ها، همسانی واریانس، عدم خود همبستگی و نداشتن نقاط پرت با استفاده از نمودارها و آزمون‌های مناسب کنترل شد. فرض نرمال بودن باقیمانده‌ها به وسیله آزمون جارک-برا بررسی گردید؛ این فرض رد نشد. همچنین فرض همسانی واریانس کنترل شد که ارقام حاصله نشان دهنده همسانی واریانس بود. در نهایت برای کنترل وجود یا عدم خود همبستگی در باقیمانده‌ها، از آماره دوربین-واتسون (نگاره‌های ۱ و ۲) استفاده شد. در صورتی که مقادیر این آماره نزدیک به۲ باشد، به طور تجربی نشان دهنده عدم خود همبستگی داده‌هاست. نقاط پرت نیز شناسایی و از محاسبات کنار گذاشته شد. پس از اطمینان از اعتبار مدل، تحلیل پانلی برای تأیید فرضیه‌ها انجام شد.

فرضیه اول: بازده محاسبه شده با استفاده از مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی نسبت به مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، به بازده واقعی نزدیکتر است.

نتایج حاصل از آزمون تحلیل پانلی این فرضیه در نگاره ۱ دیده می‌شود.

نگاره ۱:نتایج تجزیه و تحلیل متغیر وابسته R_{jt} در مدل اول

متغیر توضیحی	مقدار ضریب متغیر	آماره t	مقدار احتمال
مقدار ثابت	۰.۰۰۴۸	۱.۹۹۷۶	۰.۰۴۵۶
R'_{mt}	۰.۳۸۶۶	۹.۸۲۹۱	۰.۰۰۰۰
AR(1)	۰.۰۵۸۱	۳.۲۶۵۵	۰.۰۰۱۱
ضریب تعیین R^2	۰.۰۴۲۸	آماره F	۵۴.۸۰۵۴
آماره دوربین واتسون	۲.۱۰۱۹	سطح معناداری F	۰.۰۰۰۰

نتایج مندرج در نگاره ۱ نشان می‌دهد که سطح معنی‌داری F برابر با 0.0000 و کمتر از ۵ درصد است. به عبارت دیگر، مدل معنی‌دار است. عرض از مبدا و متغیر بازده پرتفوی بازار، متغیرهایی معنادار ظاهر شده‌اند و به این ترتیب می‌توان تغییر در متغیر بازده پرتفوی بازار را عاملی در بروز تغییر در متغیر نرخ بازده سهام دانست. بر اساس مقدار ضریب به‌دست آمده از رگرسیون مفروض(۰.۳۸۶۶ = R'_{mt}) متغیر بازده پرتفوی بازار قادر به توضیح ۳۸٪ از تغییرات به‌وجود آمده در نرخ بازده سهام است. ضریب متغیر مستقل نشان می‌دهد که به ازای یک واحد افزایش در میزان R_m ، R_{jt} ۰.۳۸ افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، با افزایش نرخ بازده بازار، نرخ بازده سهام ۰.۳۸ افزایش پیدا می‌کند، اما تأیید یا ردّ فرضیه اول از طریق مدل دوم هم آزمون شد.

نگاره ۲ : نتایج تجزیه و تحلیل متغیر وابسته R_{jt} در مدل دوم

متغیرهای توضیحی	مقدار ضریب متغیر	آماره t	مقدار احتمال
مقدار ثابت	۰.۰۰۳۶	۱.۲۵۹۰	۰.۲۰۲۸
R'_m	۰.۳۹۷۹	۹.۳۱۵۷	۰.۰۰۰۰
$R'\alpha$	۰.۷۶۵۲	۲.۱۶۷۸	۰.۰۳۰۳
AR(1)	۰.۰۵۶۵	۲.۵۸۰۶	۰.۰۰۹۹
AR(2)	۰.۰۵۲۷	۲.۷۳۸۱	۰.۰۰۶۲
ضریب تعیین	۰.۰۴۷۲	آماره F	۲۵.۹۷۶۸
آماره دوربین واتسون	۲.۰۸۴۶	سطح معناداری F	۰.۰۰۰۰

تخمین رگرسیون مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی

تجزیه و تحلیل نگاره ۲ نشان می‌دهد که سطح معنی داری F برابر با 0.0000 و کمتر از ۵ درصد است؛ در نتیجه، مدل معنی‌دار است.

میزان ضریب تعیین بیانگر آن است که تقریباً ۰.۰۵ از تغییرات متغیر وابسته (R_j) توسط متغیر مستقل R_m بیان می‌شود. ضریب متغیر مستقل هم نشان می‌دهد که به ازای یک واحد افزایش در میزان R_m ، R_{jt} ۰.۳۹۸ افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، با افزایش نرخ بازده بازار، نرخ بازده سهام ۰.۳۹ افزایش پیدا می‌کند. نتایج این نگاره نشان می‌دهد که اضافه شدن متغیر R_a منجر به افزایش دقت مدل شده است و مقدار درصدی که تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیر مستقل R_a بیان می‌شود، با اهمیت است. به این ترتیب، هر یک از ضرایب مربوط به متغیرهای مدل؛ یعنی بازده پرتفوی بازار و نرخ تورم معنادار هستند؛ به عبارت دیگر، قدرت توجیه کنندگی تغییرات به‌وجود آمده در نرخ بازده سهام را دارند. همانطور که از ضرایب به‌دست آمده برای این دو متغیر مشاهده می‌شود، قدرت توضیح دهندگی متغیر بازده پرتفوی بازار ۳۹٪ است، در حالی که متغیر نرخ تورم دارای ۷۶٪ قدرت توضیح دهندگی است. در نتیجه، فرضیه اول تحقیق تأیید می‌شود و می‌توان گفت که مدل تعدیل شده برای

شرایط تورمی نسبت به مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توان بیشتری در پیش بینی بازده دارایی‌های سرمایه‌ای دارد.

نتیجه آزمون فرضیه اول، منطبق با نتیجه تحقیقات هکرمن(۱۹۷۲)، رول(۱۹۷۳)، لانگ(۱۹۷۴)، چن و بونس(۱۹۷۵)، چن(۱۹۷۶)، فرند، لنداسکرونر و لاسک(۱۹۷۶)، پین(۱۹۸۰)، کالوت و لفول(۱۹۸۰)، چن(۱۹۹۲)، کاپیلو و گائن(۲۰۰۵)، بوریس(۲۰۰۷)، سریواسترا(۲۰۰۹)، نیف، کولاری و پینون(۲۰۰۹) است. در حالی که،با نتیجه تحقیقات انجام شده توسط هاگرمن و کیم(۱۹۷۶)، سل نیک(۱۹۷۸)، نام(۱۹۸۱)، برنیه(۱۹۹۰)، ایکرن(۲۰۰۷) مطابقت ندارد.

در این پژوهش، برای اطمینان از نتایج روش تحلیلی از آزمون والد نیز استفاده شده است که یافته‌ها در نگاره ۳ دیده می‌شود.

نگاره ۳:نتایج آزمون والد به منظور بررسی برابری ضرایب دو متغیر مستقل

مقداراحتمال	درجه آزادی	مقدار آماره	آماره آزمون
۰.۰۱۵۷	(۱.۲۴۰۲)	۵.۸۴۵۶	آماره F
۰.۰۱۵۶	۱	۵.۸۴۵۶	χ^2

با توجه به مقادیر احتمال هر دو آماره F و ch^2 که از ۰.۰۵ کوچکتر است، فرض صفر رد می‌شود و ضریب متغیر تورم در رگرسیون معناداراست؛ یعنی مقادیر و میزان تاثیرگذاری این دو عامل مستقل، یکسان نیست و عامل R_α (نرخ تورم) به صورت معناداری تاثیرگذاری بیشتری دارد. بنابراین، نتیجه تحلیل پانلی در مرحله قبل، مبنی بر تأیید فرضیه اول این تحقیق، مجدداً تأیید شد.

آزمون برابری واریانس‌ها در مورد مقادیر باقیمانده رگرسیون اول و دوم

به منظور آزمون فرضیه اول این تحقیق، لازم بود در مورد سری‌های باقی مانده دو مدل، آزمون برابری واریانس انجام شود تا معناداری تفاوت بین مقادیر از نظر آماری نیز ارزیابی گردد. به لحاظ محاسباتی دیده شد که مقدار خطا در مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی نسبت به مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کمتر است و این مدل برای شرایط تورمی دقت بیشتری نشان می‌دهد؛ هر چند، این مطلب به لحاظ آماری تأیید نشد. بنابراین، آزمون برابری واریانس‌های دو سری مذکور انجام شد، تا از نظر آماری نیز این موضوع پذیرفته شود.

نگاره ٤:نتایج آزمون برابری واریانس‌ها در مورد مقادیر باقیمانده رگرسیون اول و دوم

مقدار احتمال	مقدار آماره	درجه آزادی	نوع آماره
۰.۰۰۶۱	۱.۹۳۳۲	(۷۱و۷۱)	آماره F

با توجه به مقدار احتمال (۰.۰۰۶۱) که کمتر از ۰.۰۵ است، فرض عدم برابری واریانس‌های دو نمونه پذیرفته شد. به عبارتی، دقت در مدل دوم، تفاوت معناداری با مدل اول دارد. به این ترتیب فرض اول تحقیق پذیرفته می‌شود؛ به این معنا که قدرت پیش بینی مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی نسبت به مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بیشتر است.

برای آزمون فرضیه دوم تحقیق، مقادیر قیمت بازاری ریسک برای هر دو مدل با توجه به رابطه‌های تعریف شده، بدست آمد و از آن جا که کوواریانس بین متغیرهای نرخ بازده بازار و نرخ تورم مثبت بود، فرضیه دوم به شکل زیر مطرح شد:

فرضیه دوم : در شرایط تورمی، در صورت وجود همبستگی مثبت بین نرخ بازده پرتفوی بازار و نرخ تورم؛ مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نسبت به مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی، قیمت بازاری ریسک را بیشتر نشان می‌دهد.

$\left(E(R_m)-R_{ft}\right)/\sigma_m^2$: قیمت بازاری ریسک در مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای

$\left[\left(E(R_m)-R_{ft}\right)/\left(\sigma_m^2-\sigma_{ma}\right)\right]$: قیمت بازاری ریسک در مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی

کواریانس متغیرهای نرخ بازده بازار و نرخ تورم برابر با ۰/۰۰۹۰ و واریانس متغیر نرخ بازده پرتفوی بازار برابر با۰/۰۰۲۹ به‌دست آمد. با انجام آزمون برابری میانگین‌ها نتایج زیر حاصل شد.

نگاره ۵:نتایج آزمون برابری میانگین قیمت بازاری ریسک در دو مدل

مقدار احتمال	مقدار آماره	درجه آزادی	آماره
۰.۰۰۰۰	۱۲/۴۰۷۸	۱۴۲	آماره t
۰.۰۰۰۰	۱۵۳/۹۵	(۱/۱۴۲)	آماره F(ANOVA)

با توجه به مقادیر آماره‌ها و احتمالات متناظر با آنها ($Prob < 0.05$)، می‌توان نتیجه گرفت که فرض بزرگتر بودن قیمت بازاری ریسک (فرض صفر) در مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نسبت به مدل تعدیل شده صحیح نیست و این مقدار کوچکتر است. در نتیجه، فرضیه دوم تحقیق رد شد. این یافته بیانگر آن است که در صورت وجود شرایط تورم نامطمئن و همبستگی مثبت بین نرخ بازده دارایی و نرخ تورم، مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، ریسک دارایی iام را بیشتر از واقع نشان می‌دهد. نتیجه آزمون فرضیه دوم برخلاف نتایج تحقیقات چن و بونس (۱۹۷۵) و چن (۱۹۷۶) است؛ اما با نتایج تحقیق فرند، لنداسکرونر و لاسک (۱۹۷۶) مطابقت دارد.

به دلیل وجود همبستگی مثبت بین نرخ بازده پرتفوی بازار و نرخ تورم فرضیه سوم این تحقیق آزمون نشد.

نتیجه گیری و پیشنهادها

بر اساس نتایج تحقیق، مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی از نظر برآورد بازده دارایی ضریب خطای کمتری نسبت به مدل قیمت گذاری

دارایی‌های سرمایه‌ای دارد و وجود عامل تورم در این مدل، میزان دقت مدل را نسبت به مدل اخیر به شکل معناداری افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، نقش عامل تورم در پیش بینی بازده دارایی‌های سرمایه‌ای با اهمیت است.این نتیجه، منطبق با نتایج تحقیقات انجام شده توسط هکرمن(۱۹۷۲)، رول(۱۹۷۳)، لانگ(۱۹۷۴)، چن و بونس(۱۹۷۵)، چن(۱۹۷۶)، فرند، لنداسکرونر و لاسک(۱۹۷۶)، پین(۱۹۸۰)، کالوت و لفول(۱۹۸۰)، چن(۱۹۹۲)، کاپیلو و گائن(۲۰۰۵)، بوریس(۲۰۰۷)، سریواسترا(۲۰۰۹)، نیف، کولاری و پینون(۲۰۰۹) است. اگر چه،با نتایج تحقیقات انجام شده توسط هاگرمن و کیم(۱۹۷۶)، سل نیک(۱۹۷۸)، نام(۱۹۸۱)، برنیه(۱۹۹۰)، ایکرن(۲۰۰۷)، مطابقت ندارد.به علاوه، در شرایط تورمی، در صورت وجود همبستگی مثبت بین نرخ بازده پرتفوی بازار و نرخ تورم، قیمت بازاری ریسک در مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نسبت به مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی کمتر است. این نتیجه با یافته‌های تحقیق فرند، لنداسکرونر و لاسک(۱۹۷۶)همخوانی دارد؛ اما با نتایج تحقیقات چن و بونس(۱۹۷۵) و چن(۱۹۷۶) مطابقت ندارد.

با توجه به نتیجه تحقیق به نظر می‌رسد که باید به عامل تورم به عنوان یکی از مؤثرترین عوامل در پیش بینی بازده دارایی‌های سرمایه‌ای و تصمیم گیری سرمایه گذاری توجه کرد.از این رو، به سرمایه گذاران،تحلیلگران و سایر گروه‌های ذی‌ربط توصیه می‌شود در پیش بینی بازده دارایی‌ها از مدل تعدیل شده برای شرایط تورمی به جای مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استفاده کنند که از دقت بیشتری برخوردار است.

منابع

۱.طیب نیا، علی. (۱۳۷۴). **تئوری‌های تورم با نگاهی به فرایند تورم در ایران**، تهران: انتشارات جهاد دانشگاهی دانشگاه تهران، چاپ اول.

2. Abhyankar, Abhay and Angelica Gonzalez. (2008). News and the Cross-section of Expected Corporate Bond Returns. www.ssrn.com.
3. Arisory, Yakup Eser and Aslıhan Altay Salih. (2008). Nonnegative Wealth, Options, and C-CAPM, www.ssrn.com.
4. Baldwin, Carliss Y. and Richard S. Ruback. (1986). Inflation, Uncertainty, and Investment. *The Journal of Finance*, Vol. 41, No. 3.
5. Bekaert, Geert and Eric Engstrom. (2008). Inflation and the Stock Market: Understanding the "Fed Model", www.ssrn.com.
6. Borys, Magdalena Morgese. (2007). Testing Multi-Factor Asset Pricing Models In The Visegrad Countries". www.4share.com.
7. Burnie, David A. (1986). Capital Asset Prices And The Friedman Hypothesis Of Inflation. *Journal of Business Finance & Accounting*, 13(4) winter.
8. Burnie, David A. (1990). An Empirical Evaluation of the Friedman Hypothesis Of Inflation On Capital Asset Pricing Model. *The Financial Review*, Vol. 25, No.2.
9. Cappiello, Lorenzo and Stéphane Guéné. (2005). Measuring Market and Inflation Risk Premia in France and Germany. www.ssrn.com.
10. Chen, A. H. and A. J. Boness. (1975). Effects of Uncertain Inflation on the Investment and Financing Decisions of a Firm. *The Journal of Finance*, Vol. 30, No. 2.
11. Chen, Elaine T. (1976). Uncertain Inflation and Capital Assets Prices. *Southern Economic Journal, Vol. 34, No. 3.*

12. Elton, Edvin J. and Martin Gruber. (1984). Non-Standard C.A.P.M΄s and the Market Portfolio". *The Journal of Finance*, vol. 39. No. 3.
13. Febrian, Erie and Aldrin Herwany.(2007). CAPM and APT Validation test before, during and after Financial Crisis in Emerging Market: Evidence from Indonesia. www.ssrn.com.
14. Friend, Irwin, Y. Landskeroner, and E. Losq. (1976). The Demand for Risky Assets under Uncertain Inflation, *The Journal of Finance***,** Vol. 31, No. 5.
15. Geobbel, Paul R. and Kee S. Kim. (1989). Performance Evaluation of Finite-Life Real Estate Investment Trusts. *The Journal of Real Estate Research*, Vol.87, No.1.
16. Hagin, Robert L. (2004). Investment Management: Portfolio Diversification, Risk, and Timing—Fact and Fiction. www.4shared .com.
17. Haber, Lawrence. (1986). Production Theory under Uncertain Inflation. www.Springer.com.
18. Kabir, Hassan. (1990). Real Estate in the Theory of Finance**.** *Real Estate Appraiser and Analyst,* 56, 1, Spring.
19. Knif, Johan, James W. Kolari and Seppo Pynnönen. (2009). Assets Pricing with Exchange and Inflation Risks. www.ssrn.com.
20. Long, John B. (1974). Stock Prices, Inflation and the Term Structure of Interest Rates. *Journal Of Financial Economics*, 1.
21. Solnik, Bruno H. (1978). Inflation and Optimal Portfolio Choices. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 13, No.
22. Srivastava, Aman. (2009). Macroeconomic Factors and Stock Market: Literature Review. www.ssrn.com.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی