

# کاربرد تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی در بورس اوراق بهادار تهران

سیدحسین سجادی

دانشیار گروه حسابداری دانشگاه شهید چمران اهواز Sajadi@Scu.Ac.Ir

حسن فرازمند

استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

بهروز بادپا

کارشناس ارشد حسابداری

تاریخ دریافت: ۸۸/۸/۲۰ تاریخ پذیرش: ۸۹/۳/۵

## چکیده

هدف تحقیق، بررسی کاربرد تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ و تأثیر تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم، عرضه‌ی پول، نرخ ارز، قیمت نفت، ساختار دوره‌ای نرخ‌های بهره و تولیدات صنعتی بر بازدهی مورد انتظار هر سهم در بورس اوراق بهادار تهران است. در این تحقیق داده‌ها به صورت فصلی و برای دوره‌ی زمانی ۱۳۸۶ - ۱۳۷۶ (۴۴ فصل) و با استفاده از سیستم رگرسیون‌های ظاهراً نامرتب غیرخطی تکراری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که صرف ریسک مربوط به تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی متغیرهای عرضه‌ی پول، نرخ ارز، ساختار دوره‌ای نرخ‌های بهره و تولیدات صنعتی در سطح خطای ۵ درصد معنادار است و محدودیت‌های مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ بر مدل خطی نامقید اعمال می‌شوند. بر این اساس، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ یک مدل منطقی در توضیح بازدهی مورد انتظار هر سهم محسوب می‌شود و متغیرهای کلان اقتصادی مزبور معنادار و منابع ریسک سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران هستند.

طبقه‌بندی JEL: I13

کلید واژه: تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ، تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی متغیرهای کلان اقتصادی، بازدهی مورد انتظار هر سهم، صرف ریسک، سیستم رگرسیون‌های ظاهراً نامرتب.

## ۱- مقدمه

معمولاً، قیمت دارایی‌ها به اخبار اقتصادی واکنش حساسی نشان می‌دهد. تجربه نشان داده است که قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای تحت تأثیر طیف گسترده‌ای از رویدادهای پیش‌بینی نشده قرار می‌گیرد و تأثیر برخی از این رویدادها، نسبت به دیگر رویدادها نیز بیش‌تر است (چن و همکاران<sup>۱</sup>، ۱۹۸۶). برای تعیین بازدهی سرمایه از مدل‌های متنوع قیمت‌گذاری دارایی استفاده می‌شود. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، یک پارادایم اصلی در حوزه‌ی مالی است (راعی و تلنگی، ۱۳۸۳). این مدل، تنها عامل ریسک سیستماتیک یا بازار را در نظر می‌گیرد. بنابراین، مدلی تک‌عاملی است، اما مدل‌های چندعاملی معدودی نیز برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها ایجاد شده‌اند. احتمالاً مشهورترین مدل چندعاملی، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ راس<sup>۲</sup> است که در سال ۱۹۷۶ طراحی شد. تئوری قیمت‌گذاری مزبور با این فرض شروع می‌شود که بازدهی هر سرمایه به متغیرهای کلان اقتصادی یا عامل‌ها و تا حدی نیز به عامل خطا بستگی دارد (بریلی و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۰۶). تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ در تحقیقات متعددی مانند تحقیقات چن<sup>۴</sup> (۱۹۸۳)، کانور و کوراجزک<sup>۵</sup> (۱۹۸۶)، بری و همکاران<sup>۶</sup> (۱۹۸۸)، گرونولد و فریزر<sup>۷</sup> (۱۹۹۷) و شارپ<sup>۸</sup> (۱۹۸۲) مورد بحث قرار گرفته است. سازمان‌دهی مقاله به صورت زیر است: در بخش دوم، ادبیات تحقیق ارائه می‌شود. بخش سوم به پیشینه‌ی تحقیق می‌پردازد. در بخش چهارم مدل تحقیق، متغیرها و فرضیه‌های تحقیق ارائه می‌شوند. بخش پنجم روش تحقیق و تخمین مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ را معرفی می‌کند. در بخش ششم، نتایج تجربی ارائه شده و در بخش پایانی تحقیق، نتیجه‌گیری نهایی انجام شده است.

## ۲- مبانی نظری تحقیق

یک اصل اساسی در سرمایه‌گذاری و مدیریت مالی تعادل بین ریسک و بازده است. به این معنی که انتظار می‌رود پرتفوی<sup>۹</sup> که کارایی و بازدهی بیش‌تری نسبت به پرتفوی

---

1 - Chen et al.  
2 - Ross.  
3 - Brealey et al.  
4 - Chen.  
5 - Connor & Korajczyk.  
6 - Berry et al.  
7 - Groenewold & Fraser.  
8 - Sharpe.  
9 - Portfolio.

دیگر دارد، از برخی جهات پرمخاطره‌تر و یا اصطلاحاً ریسکی‌تر باشد. یکی از بهترین تئوری‌ها که مبنایی اساسی را برای محاسبه‌ی تعادل بین ریسک و بازده فراهم می‌کند، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ است.

## ۲-۱- تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ

تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ رویکردی جدید و متفاوت در تعیین قیمت دارایی‌هاست و سعی می‌کند عوامل خارج از بازار را که بر اوراق بهادار اثر می‌گذارند، شناسایی کند. این تئوری متکی به قانون وجود یک قیمت<sup>۱</sup> است؛ یعنی دو قلم مشابه را نمی‌توان به قیمت‌های متفاوتی در بازار فروخت. یکی از مزایای این تئوری این است که به فرضیات قوی و مورد استفاده در تئوری قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، نیاز ندارد (التون و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۰۳). برخلاف مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای که محدودیت‌های زیادی را برای اولویت‌بندی‌ها و تقسیم بازده در نظر می‌گیرد، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، بازدهی مورد انتظار دارایی را تنها بر اساس فرضیات ضعیف و در جاهایی که فرصت‌های آربیتراژی وجود ندارد، توصیف می‌کند (گیلز و لروی، ۱۹۹۱).

ارتباط ریسک با سهام، ناشی از دو منبع است. منشأ اول ریسک، عوامل اقتصاد کلان هستند که بر همه‌ی اوراق بهادار اثر می‌گذارند. اثر این عوامل بر روی همه‌ی دارایی‌ها در بازار توزیع می‌شود و نمی‌توان با تنوع و گوناگونی در سهام، آن را از بین برد. منشأ دوم ریسک، عنصر ویژگی‌های فردی<sup>۳</sup> است. این عنصر منحصر به هر یک از اوراق بهادار است و بر مبنای تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ می‌توان به طور وسیعی در یک سبد سرمایه‌گذاری، تنوع و گوناگونی ایجاد کرد. بنابراین، در یک بازار کارا، صرف ریسک تنها با عوامل سیستماتیک (کلان اقتصادی) ارتباط دارد (واتشام و پارامور<sup>۴</sup>، ۱۹۹۷).

در تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ فرض می‌شود که فرصت‌های سود آربیتراژی به سرعت از طریق نیروهای رقابتی از بین می‌روند، به این معنی که سرمایه‌گذار نمی‌تواند بازدهی مورد انتظار مثبتی را روی هر مجموعه از دارایی‌ها، بدون تحمل ریسک و بدون انجام سرمایه‌گذاری ویژه به دست آورد (بری و همکاران، ۱۹۸۸).

به طور عام، بحث تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ بر این موضوع تأکید می‌کند که بازده یک دارایی به بازدهی مورد انتظار و یک بازدهی غیرمنتظره (جزء غافل‌گیر کننده)

---

1 - The Law of One Price.

2 - Elton et al.

3 - The Idiosyncratic Element.

4 - Watsham & Parramore.

تقسیم می‌شود. بنابراین، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ پیش‌بینی می‌کند که اخبار عمومی بر نرخ بازدهی همه سهام، اما به میزان متفاوتی اثر می‌گذارد. از این جنبه، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ عمومیت بیش‌تری نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای دارد. زیرا، معتقد است که عوامل بیش‌تری بر نرخ بازده دارایی اثر می‌گذارند (کاتبرتسون<sup>۱</sup>، ۱۹۹۶).

## ۲-۲- عامل‌های تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ

مشکل اصلی در بررسی تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ این است که در مورد رویدادهای و عامل‌هایی که احتمالاً بر همه‌ی دارایی‌ها اثر می‌گذارند، مبحثی را ارائه نمی‌کند. حرکت هماهنگ قیمت دارایی‌ها، بیانگر تأثیر عوامل مستقل و اساسی است، اما هنوز هیچ‌کس این متغیرهای اقتصادی را تعیین نکرده است (چن و همکاران، ۱۹۸۶). بنابراین، هیچ رهنمود نظری رسمی برای انتخاب گروه مناسبی از عامل‌های اقتصادی وجود ندارد که در مدل تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ مورد استفاده قرار گیرد (ازیز و یونیزاوا<sup>۲</sup>، ۲۰۰۶).

به دلیل این‌که ماهیت و تعداد عامل‌های اثرگذار در تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ مشخص نشده است، دو رویکرد برای اجرای این تئوری از نظر عملی و تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرد. رویکردی که بیش‌تر مورد استفاده قرار گرفته، در اصل توسط گهر<sup>۳</sup> (۱۹۷۸) ارائه شد و سپس توسط رول و راس<sup>۴</sup> (۱۹۸۰) توسعه یافت و بر تکنیک‌های تحلیل عاملی<sup>۵</sup> برای برآورد هم‌زمان عامل‌های مشترک و نیز بارهای عاملی<sup>۶</sup> برای تعیین بازدهی اوراق بهادار متکی است. رویکرد دوم در مقابل رویکرد تحلیل عاملی قرار دارد. چن و همکاران (۱۹۸۶) تلاش کردند از متغیرهای کلان اقتصادی برای تشریح و توصیف بازدهی دارایی‌های سرمایه‌ای در تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ استفاده کنند. بنابراین، متغیرهای کلان اقتصادی به عنوان عامل‌های مورد استفاده برای فرایند محاسبه بازدهی سهام در تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

---

1 - Cuthbertson.

2- Azeez & Yonezawa.

3 - Gehr.

4 - Roll and Ross.

5 - The Factor Analysis Techniques.

6 - factor loadings.

### ۲-۳- انتخاب عامل‌ها از طریق مدل متغیرهای کلان اقتصادی

در این رویکرد برای اجرای عملی و تجربی تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ، از روش تحلیل عاملی اجتناب می‌شود و به جای آن، بتاهای عاملی از طریق میزان حساسیت بازده‌های اوراق بهادار به تغییرات در دسته‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی به روش سری‌های زمانی اندازه‌گیری می‌شوند. این رویکرد مشابه با روش دو مرحله‌ای مورد استفاده توسط فاما و مک‌بث<sup>۱</sup> در بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است. تعدادی از محققان به صورت تجربی رابطه‌ی بین متغیرهای اقتصادی بنیادین و بازده‌های سهام را با استفاده از تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ در مقابل رویکرد مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بررسی کرده‌اند (ازیز و یونیزاوا، ۲۰۰۶). چن و همکاران در سال ۱۹۸۶ به صورت ابتکاری نیز از این روش استفاده کردند.

یک راه‌کار برای استفاده از عامل‌ها در تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ و نیز حساسیت متناظر آن‌ها، شناسایی عامل‌ها به صورت پیش‌فرض<sup>۲</sup> و با استفاده از رابطه‌ی علت و معلولی است. در بیش‌تر کارهای تجربی، عامل‌های مزبور با استفاده از تحلیل عاملی و یا تحلیل مؤلفه‌های اصلی ایجاد شده‌اند. بنابراین، هیچ‌گونه تفسیری در دنیای واقعی ندارند. از این نگاه، کار چن و همکاران (۱۹۸۶) ارزش فراوانی دارد زیرا، آن‌ها سعی کردند عامل‌هایی را در تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی شناسایی کنند که بر بازدهی دارایی‌ها اثرگذار باشد.

### ۳- پیشینه‌ی تحقیق

تحقیقات زیادی تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ را با استفاده از رویکرد تحلیل عاملی و متغیرهای کلان اقتصادی بررسی کرده‌اند. برخی از تحقیقات نیز این مدل را با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مقایسه کرده‌اند. نتایج برخی از این تحقیقات به تفکیک نوع و هدف تحقیق در این بخش آمده است:

### ۳-۱- آزمون‌های تجربی تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ با استفاده از متغیرهای

#### کلان اقتصادی

همان طوری که پیش‌تر اشاره شد، این رویکرد برای اولین بار توسط چن و همکاران (۱۹۸۶) به کار گرفته شد و مبنای تحقیقاتی قرار گرفت.

1 - Fama and MacBeth.

2 - A Priori.

هاما<sup>۱</sup> (۱۹۸۸) مشابه با تحقیق چن، رول و راس (۱۹۸۶) کاربرد تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ را در بازار سهام ژاپن بررسی و نشان داد که تغییر در متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم مورد انتظار و تغییرات غیر منتظره در صرف ریسک به طور عمده‌ای بر قیمت‌گذاری سهام تأثیر دارد. هم‌چنین، او خاطر نشان کرد که تغییرات ماهانه‌ی تولید و شرایط اقتصادی، اثرات ضعیفی بر قیمت‌گذاری دارد و تغییر غیر منتظره‌ی نرخ ارز و تغییرات در قیمت‌های نفت در قیمت‌گذاری بازار سهام اثرگذار نیستند. بنستاک و چن<sup>۲</sup> (۱۹۸۸) ضمن بررسی متغیرهای اقتصادی در بازار سهام لندن به این نتیجه رسیدند که نرخ بهره، هزینه‌های ورودی (سوخت و مواد خام)، عرضه‌ی پول و تورم عامل‌های ریسک معنادار در بازار سهام هستند. پریستلی<sup>۳</sup> (۱۹۹۶) در تحقیق خود در بریتانیا به این نتیجه رسید که تولید صنعتی، نرخ‌های ارز و نرخ‌های بهره عامل‌های معنادار در فرایند ایجاد بازدهی مورد انتظار هستند. چوی و همکاران<sup>۴</sup> (۱۹۹۸) شواهدی از قیمت‌گذاری ریسک ارز خارجی در بازار سهام ژاپن ارائه کردند. آنان به این نتیجه رسیدند که رفتار سرمایه‌گذاران ژاپنی با توجه به ریسک ارز بر اساس روند نرخ جهانی مبادله‌ی ین با دلار آمریکا تغییر می‌کند.

آنتونیو و همکاران<sup>۵</sup> (۱۹۹۸) به این نتیجه رسیدند که عرضه‌ی پول، بازدهی مازاد بر بازار سهام و تورم در قیمت‌گذاری دو نمونه از دارایی‌ها مؤثر هستند و ارزش‌های مشابهی در هر دو نمونه دارند. ازیز و یونیزاوا (۲۰۰۶) به این نتیجه رسیدند که چهار متغیر اقتصادی عرضه‌ی پول، تورم، نرخ ارز و تولیدات صنعتی به عنوان عامل‌های ریسک، اثر معناداری بر بازدهی مورد انتظار سهام دارند. گانسل و کیوکر<sup>۶</sup> (۲۰۰۷) به این نتیجه رسیدند که عامل‌های کلان اقتصادی اثر معناداری بر بازار سهام دارند. اما، بر صنایع مختلف اثر متفاوتی می‌گذارند. به بیان دیگر، یک متغیر کلان اقتصادی ممکن است بر یک صنعت اثر مثبت و بر صنعت دیگر اثر منفی داشته باشد.

چن (۱۹۸۳) به این نتیجه رسید که مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای از قدرت تشریح‌کنندگی بالاتری برخوردار است. کانور و کوراچزک (۱۹۸۶) در تحقیق خود پنج عامل را یافتند که مقادیر و نتایج ماه ژانویه را بهتر از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای توصیف کرد. بری و همکاران

---

1 - Hamao.

2- Beenstock and Chan.

3- Priestly.

4- Choi et al.

5- Antoniou et al.

6- Günsel and Çukur.

(۱۹۸۸) به این نتیجه رسیدند که مدل این تئوری، بازدهی سرمایه را بهتر از مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای توصیف می کند. جوزف و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۰۱) نیز به این نتیجه رسیدند که نتایج نشان می دهد شواهد قوی به نفع مدل تئوری قیمت گذاری آربیتراژ وجود دارد. دنکر و سینگ<sup>۲</sup> (۲۰۰۵) معتقدند که تئوری قیمت گذاری آربیتراژ با متغیرهای چندگانه، شاخص بهتری برای اندازه گیری و تعیین ریسک دارایی هاست و نسبت به مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای، نرخ بازدهی سهام را بهتر برآورد می کند.

#### ۴- مدل، متغیرها و فرضیه های تحقیق

در مدل قیمت گذاری آربیتراژ فرض می شود بازدهی سهم  $i$  ام،  $R_{it}$ ، از طریق یک مدل چند شاخصی به شرح زیر ایجاد می شود:

$$R_{it} = a_i + b_{i1}F_{1t} + \dots + b_{iJ}F_{Jt} + e_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (1) \text{ معادله ی (۱)}$$

در این مدل:

$F_{jt}$  = ارزش عامل ها ( $j = 1, 2, 3, \dots, J$ )؛

$b_{ij}$  = عامل ظرفیت یا میزان حساسیت (ضریبی که تغییرات بازدهی سهم نسبت به

تغییر در عامل را نشان می دهد)؛

$e_{it}$  = متغیر تصادفی یا همان عامل خطا؛

$N$  = تعداد دارایی های در نظر گرفته شده و

$a_i$  = بازدهی است که در صورت صفر بودن سایر مقادیر به دست می آید (گرونولد و

فریزر، ۱۹۹۷).

متغیر وابسته ی تحقیق، مازاد بازدهی فصلی سهام شرکت بوده است و از تفاضل بازدهی سهام شرکت و نرخ بازدهی بدون ریسک به دست آمده است. در برخی از تحقیقات داخلی در ایران (به طور مثال، در تحقیق اسلامی بیدگلی و همکاران، ۱۳۸۴) از نرخ بهره ی بانک های دولتی به عنوان نرخ بازدهی بدون ریسک استفاده شده است. با توجه به این که نرخ سود بانکی به صورت سالانه است و سایر متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق به صورت فصلی در نظر گرفته شده اند، برای همگن سازی داده ها و دستیابی

1 - Josev et al.

2- Dhankar and Singh.

به نتایج قابل اتکا، نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت بانک‌های دولتی به صورت فصلی به عنوان نرخ بازدهی بدون ریسک فصلی در نظر گرفته شده است و به دلیل این که نرخ سود بانکی سالانه ثابت مانده است، برای محاسبه‌ی نرخ بهره‌ی فصلی، نرخ بهره‌ی سالانه بخش بر چهار شده است.

متغیرهای مستقل تحقیق در جدول (۲) معرفی شده‌اند. سری‌های زمانی مورد استفاده در این تحقیق و تعریف آن‌ها به صورت توصیفی و نماد آن‌ها در جدول‌های (۱) و (۲) نشان داده شده است. لازم به توضیح است که داده‌های مربوط به متغیرهای نرخ تورم، عرضه‌ی پول، نرخ ارز، قیمت نفت و تولیدات صنعتی به صورت فصلی و بر اساس جدول (۱) استخراج شده‌اند و متغیر ساختار دوره‌ای نرخ‌های بهره از تفاوت بین نرخ بهره‌ی سپرده‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت بانک‌های دولتی به دست آمده است.

جدول ۱ - تعریف و علائم اختصاری متغیرهای کلان تحقیق

| ردیف | نماد ریاضی     | متغیرهای کلان اقتصادی          | تعریف متغیرها   |
|------|----------------|--------------------------------|---|
| ۱    | INF            | نرخ تورم                       | شاخص کل بهای کالا و خدمات مصرفی (CPI)                         |
| ۲    | M <sub>2</sub> | عرضه‌ی پول                     | نقدینگی (M <sub>2</sub> )                                     |
| ۳    | EX             | نرخ ارز                        | نرخ بازار آزاد برابری ریال ایران و دلار آمریکا                |
| ۴    | OIL            | قیمت نفت                       | قیمت نفت خام برنت اروپا (بر حسب دلار آمریکا برای هر بشکه نفت) |
| ۵    | LBR            | نرخ بهره اوراق دولتی بلندمدت   | نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری ۵ ساله بانک‌های دولتی          |
| ۶    | SBR            | نرخ بهره اوراق دولتی کوتاه‌مدت | نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت بانک‌های دولتی       |
| ۷    | TS             | ساختار دوره‌ای نرخ‌های بهره    | $LBR_t - SBR_{t-1}$   |
| ۸    | IP             | تولیدات صنعتی                  | ارزش افزوده در بخش صنعت                                       |

جدول ۲ - علائم اختصاری متغیرهای مورد استفاده در تحقیق

| ردیف | علامت | متغیرهای مستقل تحقیق                                |
|------|-------|---|
| ۱    | UINF  | نرخ تورم پیش‌بینی نشده                              |
| ۲    | UMS   | تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی عرضه‌ی پول                  |
| ۳    | UEX   | تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی نرخ ارز                     |
| ۴    | UOIL  | تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی قیمت نفت                    |
| ۵    | UTS   | تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی ساختار دوره‌ای نرخ‌های بهره |
| ۶    | UIP   | تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی تولید صنعتی                 |



#### ۴-۱- تورم

در شرایط تورمی به طور متوسط سود اسمی شرکت‌ها پس از مدت زمانی بدون این که سودآوری واقعی حاصل شود، افزایش می‌یابد. پس، افزایش تورم کیفیت سود واقعی شرکت‌ها را پایین می‌آورد و ارزش ذاتی هر سهم کاهش می‌یابد. از سوی دیگر، با افزایش نرخ تورم، نرخ بهره‌ی مورد انتظار سرمایه‌گذار افزایش می‌یابد. بنابراین، نرخ تنزیل جریان‌های نقدی و هزینه‌ی فرصت‌های از دست رفته پول نیز افزایش می‌یابد. لذا، فرضیه‌ی تحقیق به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه‌ی اول: تغییرات پیش‌بینی نشده در نرخ تورم بر بازدهی مورد انتظار هر سهم اثر می‌گذارد.

#### ۴-۲- عرضه‌ی پول

یکی از عامل‌های اقتصادی که رابطه‌ی بسیار نزدیکی با قیمت سهام دارد، سیاست‌های پولی است. مشهورترین متغیر پولی در خصوص این عامل، عرضه‌ی پول است. در واقع، اثر عرضه‌ی پول بر روی قیمت سهام، بخشی از تأثیر عرضه‌ی پول بر روی کل اقتصاد است (ازیز و یونیزاوا، ۲۰۰۶). بر اساس تئوری پرتفوی پولی، تغییر در عرضه‌ی پول تعادل وضعیت پولی را تغییر می‌دهد و به سبب آن، ترکیب و ارزش دارایی‌ها در پرتفوی سرمایه‌گذار تغییر پیدا می‌کند. افزون بر این، تغییر در عرضه‌ی پول ممکن است روی متغیرهای واقعی اقتصادی نیز اثر بگذارد و به سبب آن تأثیر متأخری روی بازدهی سهام داشته باشد (بیلسون و همکاران، ۲۰۰۱). برخی نیز اعتقاد دارند که افزایش نقدینگی می‌تواند تقاضا برای انجام سرمایه‌گذاری‌ها و از جمله سهام را افزایش دهد. بنابراین، فرضیه‌ی تحقیق به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه‌ی دوم: تغییرات پیش‌بینی نشده در عرضه‌ی پول بر بازدهی مورد انتظار هر سهم اثر می‌گذارد.

#### ۴-۳- نرخ ارز

نرخ ارز در نظام‌های اقتصادی و به ویژه در کشورهای در حال توسعه به دلیل نیاز به واردات کالاهای خارجی اهمیت زیادی دارد. بیش‌تر بنگاه‌های تولیدی برای تدارک مواد اولیه، فن‌آوری و ماشین‌آلات به ارز نیاز دارند. اگر در اثر تغییر و تحولات اقتصادی و

عوامل متعدد تأثیرگذار دیگر، نرخ ارز افزایش یابد، بنگاه‌های اقتصادی مجبور به پرداخت مبالغ بیش‌تری وجه برای واردات می‌شوند. پرداخت بیش‌تر برای واردات موجب می‌شود نقدینگی بنگاه‌های اقتصادی کاهش یابد. کمبود نقدینگی بنگاه‌های اقتصادی، اثر منفی بر توزیع سود و بازدهی سهام دارد. هم‌چنین، افزایش بهای تمام شده محصولات تولیدی، کاهش حاشیه سود، کاهش قیمت و بازدهی سهام را در پی دارد. بنابراین، فرضیه‌ی تحقیق به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه‌ی سوم: تغییرات پیش‌بینی نشده در نرخ ارز بر بازدهی مورد انتظار هر سهم اثر می‌گذارد.

#### ۴-۴- قیمت نفت

از میان تکانه‌های طرف عرضه، تکانه‌ی قیمت نفت یکی از مهم‌ترین عواملی بوده است که اقتصاد جهانی را از دهه‌ی ۱۹۷۰ تحت تأثیر قرار داده است (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۷). از سوی دیگر، درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران یکی از متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی است. درآمدهای حاصل از نفت، به عنوان جزء مهمی از صادرات بر مقدار تولید ناخالص داخلی اثر مستقیم دارد. (متوسلی و فولادی، ۱۳۸۵). از سوی دیگر، وابستگی‌های ایران به درآمدهای نفتی ناشی از افزایش قیمت جهانی نفت، بسیار زیاد است و افزایش درآمدهای نفتی، افزایش تولید ناخالص داخلی را به همراه دارد و این افزایش ناشی از افزایش تمامی اجزای تولید ناخالص داخلی است. هم‌چنین، افزایش قیمت نفت، اشتغال کل را افزایش خواهد داد و رونق، میزان فعالیت، سوددهی و به تبع آن بازدهی سهام را افزایش می‌دهد. بنابراین، فرضیه‌ی تحقیق به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه‌ی چهارم: تغییرات پیش‌بینی نشده در قیمت نفت بر بازدهی مورد انتظار هر سهم اثر می‌گذارد.

#### ۴-۵- ساختار دوره‌ای نرخ‌های بهره (تفاوت بین نرخ اوراق بهادار با سررسید

#### بلندمدت و کوتاهمدت)

تغییرات پیش‌بینی نشده در نرخ بهره‌ی بدون ریسک بر روی قیمت‌گذاری اثر می‌گذارد و از طریق تأثیر بر روی ارزش‌های زمانی جریان‌های نقدی آینده بر بازده‌ها اثر می‌گذارد (چن و همکاران، ۱۹۸۶). پس افزایش در نرخ بهره بدون ریسک (کوتاهمدت و بلندمدت) موجب افزایش نرخ تنزیل می‌شود. افزایش نرخ تنزیل نیز قیمت، بازدهی

سهام و مازاد بازدهی سهام را کاهش می‌دهد. بنابراین، فرضیه‌ی تحقیق به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه‌ی پنجم: تغییرات پیش‌بینی نشده در ساختار دوره‌ای نرخ‌های بهره بر بازدهی مورد انتظار هر سهم اثر می‌گذارد.

#### ۴-۶- تولیدات صنعتی

تغییرات در سطح مورد انتظار تولید واقعی بر ارزش فعلی واقعی جریان‌های نقدی اثر می‌گذارد. (چن و همکاران، ۱۹۸۶). هر چیزی که بر جریان‌های نقدی اثر بگذارد، بر سود سهام مورد انتظار نیز خواهد گذاشت. تغییر در تولید صنعتی بر روی سود و سود سهام اثر می‌گذارد (ازیز و یونیزاوا، ۲۰۰۶). از سوی دیگر، تغییر در سطح تولید بر میزان اشتغال و استخدام نیروی کار، میزان پرداخت و نیز بر میزان سوددهی شرکت‌ها اثر می‌گذارد و این تغییرات بر روی ارزش بازار دارایی‌ها منعکس می‌شود (گانسل و کیوکر، ۲۰۰۷). بنابراین، فرضیه‌ی تحقیق به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه‌ی ششم: تغییرات پیش‌بینی نشده در تولید صنعتی بر بازدهی مورد انتظار هر سهم اثر می‌گذارد.

#### ۴-۷- کاربرد تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ

در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، به جستجوی مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی که اثر سیستماتیک بر روی بازده‌های مورد انتظار بازار سهام دارند، پرداخته می‌شود و میزان تأثیر آن‌ها بر روی قیمت‌گذاری دارایی‌ها بررسی می‌شود. نتیجه‌ی مدل مزبور این است که بازده‌های سهام تحت تأثیر اخبار اقتصادی سیستماتیکی قرار دارند که بر اساس میزان ریسکشان قیمت‌گذاری می‌شوند و اخبار اقتصادی را می‌توان از طریق تغییرات در متغیرهای اقتصادی اندازه‌گیری کرد (چن و همکاران، ۱۹۸۶). بنابراین، فرضیه‌ی تحقیق به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه‌ی هفتم: تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران کاربرد دارد.

### ۵- روش تحقیق

#### ۵-۱- جامعه و نمونه‌ی آماری

جامعه‌ی آماری مورد مطالعه‌ی این تحقیق، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۷۶ تا پایان سال ۱۳۸۶ به مدت ۱۱ سال و به صورت

فصلی (۴۴ فصل) بوده است که در طی این دوره نیز عضویت خود را در بورس اوراق بهادار حفظ کرده‌اند. در ابتدای دوره‌ی زمانی تحقیق، تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران ۲۴۶ شرکت بوده است. برای دستیابی به نتایج قابل اتکا، شرکت‌هایی که در این دوره‌ی زمانی به هر دلیل فعالیتشان متوقف شده، شرکت‌های پذیرفته شده پس از سال ۱۳۷۶ و شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بیمه‌ای در جامعه‌ی آماری قرار نگرفته‌اند. افزون بر این، جامعه‌ی آماری با استفاده از شاخص‌های زیر تعدیل شده است:

۱- اطلاعات صورت‌های مالی و قیمت‌های فصلی آن‌ها در فاصله‌ی سال‌های ۸۶-۷۶ در دسترس باشد.

۲- سال مالی آن‌ها منتهی به بیست و نهم اسفند ماه باشد. با توجه به محدودیت‌های مزبور، ۵۵ شرکت واجد شرایط بررسی بوده‌اند. نظر به این که تحقیق حاضر برای بررسی تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ به جستجوی متغیرهای کلانی می‌پردازد که بر همه‌ی سهام موثر هستند، طبقه‌بندی شرکت‌ها و نیز نوع صنعت شرکت‌های مورد مطالعه اهمیتی نداشته است. برای تعیین حجم نمونه از جامعه‌ی آماری مزبور، از فرمول کوچران استفاده و در نهایت ۳۰ شرکت انتخاب شده‌اند.

#### ۵-۲- اندازه‌گیری تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی متغیرهای مستقل

یکی از مفروضات اولیه در آزمون‌های تجربی تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ این است که قیمت سهام نسبت به متغیرهای کلان اقتصادی واکنش نشان می‌دهد. اساس نظریه‌ی مزبور، اطلاعات پیش‌بینی نشده است. اگر بازار کارا باشد، ارزش‌های مورد انتظار متغیرهای اساسی مربوط باید از پیش در ارزش‌های دارایی و بازده‌ها منعکس شود. در اینجا تنها مؤلفه‌های غیرمنتظره یا بدعت‌ها بر بازده‌های دارایی اثر می‌گذارد. افزون بر این، اگر به طور مستقیم از متغیرهای کلان اقتصادی استفاده شود، باید انتظار داشت که در حد بالایی مشکل هم‌خطی چندگانه<sup>۱</sup> برای متغیرها ایجاد شود. این مسأله باید برای اجزای پیش‌بینی نشده‌ی متغیرهای کلان اقتصادی به حداقل برسد. به منظور در نظر گرفتن این موضوع از تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی متغیرهای کلان برای نمایش عامل‌های مزبور استفاده شده است. البته اجزای پیش‌بینی نشده‌ی متغیرهای کلان باید شرایط لازم را داشته باشند، یعنی دارای میانگین صفر و به‌طور سریالی در مراحل مختلف بدون عامل اخلاص و نیز ناهمبسته باشند (ازیز و یونیزاوا، ۲۰۰۶).

برای اندازه‌گیری تغییرات پیش‌بینی نشده در متغیرهای اقتصادی، دو تکنیک به طور وسیع مورد استفاده قرار گرفته است. این دو مدل ساده شامل مدل‌های آهنگ تغییر<sup>۱</sup> و خودرگرسیون است. در تکنیک اول، به طور ساده از تفاضل اولیه‌ی عامل‌ها به عنوان اجزای پیش‌بینی نشده استفاده می‌شود. در این روش فرض می‌شود، جایی که انتظارات آینده به دنبال ارزش‌های فعلی به وجود می‌آیند، عامل‌ها از یک گردش تصادفی<sup>۲</sup> پیروی می‌کنند. تکنیک بعدی عمومی‌تر و کلی‌تر است. این روش به جای آن که فرض کند عامل‌ها از گردش تصادفی پیروی می‌کنند، امکان ایجاد یک مدل خاص را فراهم می‌سازد. به طور ویژه، این تکنیک فرض می‌کند که عامل‌ها از مدل‌های خودرگرسیونی برای شکل دادن به انتظارات و پیش‌بینی‌ها استفاده می‌کنند و اجزای پیش‌بینی نشده، پسماند این مدل‌ها هستند (ازیز و یونیزاوا، ۲۰۰۶). به دلیل بالاتر بودن اعتبار روش دوم، در این تحقیق از تکنیک خودرگرسیونی برای برآورد اجزای پیش‌بینی نشده‌ی متغیرهای مستقل استفاده شده است.

### ۵-۳- روش تخمین تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ با استفاده از سیستم رگرسیون‌های ظاهراً نامرتبب غیرخطی<sup>۳</sup> (NLSUR)

یک روش سنتی برای تخمین ریسک عامل‌ها، تکنیک تخمین مقطعی دو مرحله‌ای فاما و مک‌بث (۱۹۷۳) است. استفاده از این تکنیک با مشکلاتی مواجه است. در این روش ابتدا، حساسیت‌داری به نسبت عامل‌ها در یک دوره برآورد می‌شود. سپس با استفاده از نتایج حاصل، اندازه ریسک در دوره‌ی دیگر برآورد می‌شود. این تکنیک منجر به مسأله‌ی خطا و تورش در اندازه‌گیری متغیرها می‌شود. به دلیل این که تشکیل پرتفوی‌های سهام لزوماً مسأله‌ی خطا و تورش در اندازه‌گیری متغیرها را از بین نمی‌برد و منجر به نتایج نامعتبر می‌شود در حالی که به صورت آماره‌ای ممکن است نتایج نشان دهد که عامل‌ها از نظر آماری معنادار هستند، یک چارچوب جایگزین برای برآورد پارامترهای تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ که یک راهکار قوی برای حل مسأله‌ی مزبور محسوب می‌شود، توسط مک‌الروی و همکاران<sup>۴</sup> (۱۹۸۵) ارائه شده است. این رهیافت نشان می‌دهد تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ را می‌توان در رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبب غیرخطی در نظر گرفت. ارائه‌ی تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ به این روش، چندین مزیت

1 - Rate of Change.

2 - Random Walk.

3 - A System of Non-Linear Seemingly Unrelated Regressions.

4 - McElroy et al.

ویژه نسبت به روش‌شناسی دو مرحله‌ای دارد. در اقتصادسنجی، روش‌شناسی رگرسیون به ظاهر نامرتبب غیرخطی، تخمین همزمانی از پارامترهای تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ فراهم می‌کند. در نتیجه، مسأله‌ی خطا در برآورد پارامترها را از بین می‌برد. مزیت دیگر این است که محدودیت یکسان بودن اندازه‌های ریسک برای همه دارایی‌ها را می‌توان به طور مستقیم اعمال و آزمون کرد. افزون بر این، اگر خطاها به طور پیوسته نرمال باشند، ماتریس کوواریانس باقی‌مانده (پسماند) برای همگرایی نتایج برآوردکننده‌های رگرسیون به ظاهر نامرتبب غیرخطی تکراری که برآوردکننده‌های راست‌نمایی بیشینه<sup>۱</sup> هستند، تکرار می‌شود. با استفاده از برآوردکننده‌های کوچک‌ترین مربعات، رگرسیون به ظاهر نامرتبب غیرخطی تکراری (ITNLSUR) به طور قوی سازگار است و حتی اگر توزیع خطا از حالت نرمال خارج شود، به طور مجانب نرمال می‌شود. بنابراین، در این تحقیق روش مک‌الروی و برمیستر<sup>۲</sup> (۱۹۸۸) برای تخمین هم‌زمان ضرایب حساسیت و صرف ریسک‌ها به کار گرفته شده است. هم‌چنین، برای بررسی و آزمون محدودیت‌های مقطعی توسط مدل‌های چند عاملی، آماره‌ی نسبت راست‌نمایی استفاده شده است. آزمون مزبور، برازش آماری<sup>۳</sup> در مدل نامقید را با مدل مقید مقایسه می‌کند.

## ۶- نتایج تجربی

### ۶-۱- برآورد تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی متغیرهای مستقل

همان‌طور که گفته شد یکی از روش‌های عمومی برای محاسبه‌ی تغییرات پیش‌بینی نشده، استفاده از مدل خودرگرسیونی است. با استفاده از مدل مزبور، نتایج حاصل با استفاده از معیارهای احتمالی (prob)، آماره‌ی  $t$  و آکائیک مورد بررسی قرار گرفته و مناسب‌ترین تعداد وقفه انتخاب شده است. سپس، پسماند مدل مزبور به عنوان تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی متغیرهای اقتصادی در نظر گرفته شده و به عنوان یک متغیر جانشین وارد مدل شده است. بر این اساس، نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیونی حاکی از این است که متغیر قیمت نفت در وقفه‌ی اول، متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز، تولیدات صنعتی و ساختار دوره‌ای نرخ‌های بهره در وقفه‌ی دوم و متغیر عرضه‌ی پول در وقفه‌ی چهارم دارای مناسب‌ترین متغیرهای از پیش تعیین شده برای

1 - Maximum-Likelihood .

2- McElroy and Burmeister .

3- Fit.

پیش‌بینی و تحلیل وضعیت هستند. معیارهای مورد استفاده برای انتخاب مناسب‌ترین وقفه‌ی زمانی به شرح زیر بوده است:

$$|t - \text{statistic}| > 2 \quad \text{یا} \quad \text{prob} < 0.05 \quad (1)$$

به دلیل این که انتخاب تعداد وقفه بر مبنای شاخص آکائیک کم‌ترین مقدار بوده است، میزان وقفه بهینه هر متغیر در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳- خلاصه نتایج خودرگرسیون

| متغیر                       | تعداد وقفه‌ی بهینه | آماره t  | prob   | آکائیک  |
|-----------------------------|--------------------|----------|--------|---------|
| تورم                        | ۲                  | -۳/۴۹۲۲  | ۰/۰۰۱۲ | ۳/۹۹۱۰  |
| عرضه‌ی پول                  | ۴                  | ۳/۴۴۶۱   | ۰/۰۰۱۴ | ۲۱/۵۶۴  |
| نرخ ارز                     | ۲                  | -۴/۷۳۷۷  | ۰/۰۰۰۰ | ۱۳/۵۶۹  |
| قیمت نفت                    | ۱                  | ۳۰/۳۵۹۹۸ | ۰/۰۰۰۰ | ۵/۹۲۴   |
| ساختار دوره‌ای نرخ‌های بهره | ۲                  | ۲/۰۶۰۹   | ۰/۰۴۵۷ | -۱/۸۶۹۳ |
| تولیدات صنعتی               | ۲                  | ۴/۲۳۴۰   | ۰/۰۰۰۱ | ۱۷/۵۹۹  |

مأخذ: نتایج تحقیق

### ۲-۶- بررسی پایایی متغیرها

برای اجتناب از رگرسیون‌های کاذب با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته، پایایی هر یک از متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. در بررسی پایایی متغیرهای تحقیق، اگر قدر مطلق آماره‌ی t محاسباتی ( $|t|$ ) بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی t (قدر مطلق DF یا DF مک‌کینان باشد)، آن‌گاه فرضیه‌ی مبتنی بر ساکن بودن سری زمانی رد نمی‌شود. از سوی دیگر، اگر قدر مطلق مقدار t محاسباتی از مقدار بحرانی کم‌تر باشد، سری زمانی غیر ایستا خواهد بود (گجراتی، ۱۳۸۷). خلاصه نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته در جدول (۴) نشان داده شده است. نتایج حاکی از این است که متغیرهای عرضه‌ی پول پیش‌بینی نشده، نرخ ارز پیش‌بینی نشده، قیمت نفت پیش‌بینی نشده، ساختار دوره‌ای پیش‌بینی نشده و مازاد بازدهی سهام بر نرخ بهره بدون ریسک در سطح پایا و مابقی متغیرها در تفاضل مرتبه‌ی اول پایا بودند.

به دلیل این که برخی از متغیرهای تحقیق در سطح پایا و مابقی در تفاضل مرتبه‌ی اول پایا هستند، لازم است هم‌جمعی متغیرهای تحقیق مورد بررسی قرار گیرد. یکی از روش‌ها این است که پایایی باقیمانده (پسماند)های مدل برآورد شده‌ی تحقیق مورد بررسی قرار گیرد. در صورتی که باقیمانده‌های حاصل از رگرسیون در سطح پایا باشد،

متدولوژی سنتی (شامل آزمون‌های t و F) برای داده‌های سری زمانی قابل استفاده است (گجراتی، ۱۳۸۷). بنابراین، آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته برای بررسی پایایی باقیمانده‌ها انجام شده است.

جدول ۴- خلاصه نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر تعمیم یافته

| ردیف | سری زمانی                  | مقدار آماره‌ی آزمون | مقدار بحرانی در سطح خطای ۵ درصد   | درجه‌ی جمعی |
|------|----------------------------|---------------------|-----------------------------------|-------------|
| ۱    | UINF                       | -۱۲/۵۵۹۸۱           | -۳/۵۲۰۷۸۷                         | I(۱)        |
| ۲    | UMS                        | -۵/۵۰۶۴۷۷           | -۳/۵۱۸۰۹۰                         | I(۰)        |
| ۳    | UEX                        | -۴/۶۰۰۷۳۰           | -۳/۵۴۰۳۲۸                         | I(۰)        |
| ۴    | UOIL                       | -۵/۵۵۳۱۳۰           | -۳/۵۱۸۰۹۰                         | I(۰)        |
| ۵    | UTS                        | -۶/۸۸۷۵۲۸           | -۳/۵۱۸۰۹۰                         | I(۰)        |
| ۶    | UIP                        | -۵/۵۴۷۰۸۸           | -۳/۵۴۰۳۲۸                         | I(۱)        |
| ۷    | $\rho_i = R_i - \lambda_o$ |                     | Stastic = ۶۳۲.۷۵۴ , prob = ۰.۰۰۰۰ | I(۰)        |

مأخذ: نتایج تحقیق

### ۳-۶- برآورد مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ

برآورد مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ در چند مرحله انجام می‌شود. در مرحله‌ی اول از طریق ایجاد سیستم معادلات برای شرکت‌های نمونه، مدل عاملی خطی نامقید با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برآورد می‌شود. این مدل به شکل ذیل نمایش داده می‌شود:

$$\rho_{it} \equiv R_{it} - \lambda_{.t} = \alpha_i + b_{i1}UINF_t + b_{i2}UMS_t + b_{i3}UEX_t + b_{i4}UOIL_t + b_{i5}UTS_t + b_{i6}UIP_t + u_{it}$$

در مرحله‌ی دوم، محدودیت‌های تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ بر مدل خطی نامقید اعمال می‌شوند و مدل مزبور با استفاده از روش رگرسیون‌های ظاهراً نامرتبط غیرخطی برآورد می‌شود. قیدهای خاص مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ به شرح زیر اعمال شده‌اند:

$$\alpha_i = b_{i1}\lambda_1 + b_{i2}\lambda_2 + b_{i3}\lambda_3 + b_{i4}\lambda_4 + b_{i5}\lambda_5 + b_{i6}\lambda_6$$

در مرحله‌ی سوم، ماتریس واریانس-کوواریانس باقیمانده‌های (پسماند) سیستم‌های مقید و نامقید مقایسه می‌شود. یعنی برای بررسی اعتبار محدودیت‌های مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، آزمون نسبت راست‌نمایی که به صورت توزیع چی دو ( $\chi^2$ ) است، بررسی شده است.



$$\chi^2 = -2 \ln \lambda = T \left( \ln \left| \sum \hat{r} \right| - \ln \left| \sum \hat{u} \right| \right)$$

نتیجه‌ی حاصل از این مرحله، اعتبار مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ را تعیین می‌کند. افزون بر این، متغیرهای اثرگذار بر بازدهی مورد انتظار سهام شناسایی می‌شوند. در مرحله‌ی بعد، متغیرهای بی‌معنی حذف می‌شوند و برای سایر متغیرها مراحل فوق دوباره تکرار می‌شود. بر این اساس، در مرحله‌ی اول آزمون مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، رابطه‌ی بین مازاد بازدهی سهام بر نرخ بهره‌ی بدون ریسک و متغیرهای کلان اقتصادی برای هر شرکت (۳۰ شرکت) بررسی شده است. با استفاده از این نتایج، صرفه‌های ریسک از طریق روش رگرسیون‌های ظاهراً نامرتبب غیرخطی و تکراری برآورد شده است. اعتبار محدودیت‌های مدل تحقیق نیز که اعتبار مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ را نشان می‌دهد، در این مرحله بررسی شده است. صرفه‌های ریسک (قیمت‌های ریسک) برآوردی و نیز آزمون نسبت راست‌نمایی برای اعتبار محدودیت‌های مدل در جدول (۵) نشان داده شده است:

همان‌طور که نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد آماره راست‌نمایی چی دو ( $\chi^2_{24} = 34/71$ ) کم‌تر از چی دو جدول در سطح خطای ۵ درصد ( $\chi^2_{24} = 36/42$ ) است، بنابراین، فرضیه‌ی  $H_0$  رد نمی‌شود و داده‌ها با مدل مزبور سازگار هستند.

جدول ۵- برآورد صرفه‌های ریسک در مدل شش‌عاملی

| prob                    | t-Ratio   | Estimates | متغیرهای مستقل                                   |
|-------------------------|-----------|-----------|--|
| ۰/۱۵۵۸۳                 | -۰/۱۵۸۵۵۴ | -۰/۰۹۱۷۹  | $\lambda_1$ (تورم پیش‌بینی نشده)                 |
| ۰/۰۰۰۰                  | -۶/۳۷۷۷۳  | -۶۴۳۷/۶۰  | $\lambda_2$ (عرضه پول پیش‌بینی نشده)             |
| ۰/۰۰۰۰                  | -۵/۳۴۳۴۸  | -۹۶/۹۱۵۳  | $\lambda_3$ (نرخ ارز پیش‌بینی نشده)              |
| ۰/۶۴۹۴                  | ۰/۴۵۴۷۴   | ۰/۳۰۲۶۴   | $\lambda_4$ (قیمت نفت پیش‌بینی نشده)             |
| ۰/۰۱۹۳                  | ۲/۳۴۲۸۳   | ۰/۰۳۲۱۶   | $\lambda_5$ (ساختار دوره‌ای پیش‌بینی نشده)       |
| ۰/۰۰۰۰                  | -۴/۳۱۳۱۵  | -۴۸۹/۴۹۳  | $\lambda_6$ (تولید صنعتی پیش‌بینی نشده)          |
| $(\chi^2_{24} = 34/71)$ |           |           | $H_0 : \alpha_i = \sum_{j=1}^k b_{ij} \lambda_j$ |

مأخذ: نتایج تحقیق

نکات مهمی از نتایج اولیه‌ی تخمین مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ به دست آمده است. نخست این که، در بررسی اعتبار محدودیت‌های قیمت‌گذاری، فرض صفر رد نشده است.

بنابراین، محدودیت‌های تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ بر مدل خطی نامقید قابل اعمال هستند. لذا، به نظر می‌رسد که مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، رفتار بازدهی اوراق بهادار مبادله شده در بورس اوراق بهادار تهران را به طور کافی توضیح می‌دهد. دوم این‌که، آماره‌ی  $t$  محاسباتی در جدول (۵) و همچنین مقادیر سطح اطمینان ۹۵ درصد در این جدول حاکی از این است که صرف ریسک‌های برآوردی متغیرهای عرضه‌ی پول پیش‌بینی نشده، نرخ ارز پیش‌بینی نشده، ساختار دوره‌ای پیش‌بینی نشده و تولید صنعتی پیش‌بینی نشده از نظر آماری معنادار هستند. بنابراین، از بین شش متغیر اقتصادی مورد بررسی عامل‌های عرضه‌ی پول، نرخ ارز، ساختار دوره‌ای و تولید صنعتی قیمت‌گذاری می‌شوند. اما، عامل‌های تورم پیش‌بینی نشده و قیمت نفت قیمت‌گذاری نمی‌شوند. سوم این‌که، از بین متغیرهای معنادار، تنها تفاوت در نرخ‌های بهره دارای صرف ریسک مثبت و بقیه‌ی متغیرها دارای صرف ریسک منفی بوده‌اند. پس از حذف متغیرهای بی‌معنی و با استفاده از نتایج مدل نامقید، دوباره صرف‌های ریسک از طریق روش رگرسیون‌های ظاهراً نامرتبب غیرخطی و تکراری برآورد شده است. اعتبار محدودیت‌های مدل تحقیق نیز که اعتبار مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ را نشان می‌دهد، باز هم مورد بررسی قرار گرفت. صرف‌های ریسک (قیمت‌های ریسک) برآوردی و نیز آزمون نسبت راست‌نمایی برای اعتبار محدودیت‌های مدل تحقیق در جدول (۶) نشان داده شده است.

جدول ۶- برآورد صرف‌های ریسک در مدل چهار عاملی

| prob  | t-Ratio  | Estimates | متغیرهای مستقل                             |
|---|----------|-----------|--|
| ۰/۰۰۰۰  | -۶/۴۴۳۱۰ | -۶۵۶۹/۸۹  | $\lambda_1$ (عرضه پول پیش‌بینی نشده)       |
| ۰/۰۰۰۰  | -۵/۳۸۵۰۳ | -۹۶/۱۱۰۲  | $\lambda_2$ (نرخ ارز پیش‌بینی نشده)        |
| ۰/۰۲۷۵  | ۲/۲۰۶۶۰  | ۰/۰۲۹۱۶   | $\lambda_3$ (ساختار دوره‌ای پیش‌بینی نشده) |
| ۰/۰۰۰۰  | -۴/۲۸۶۷۵ | -۴۷۸/۰۳۷  | $\lambda_4$ (تولید صنعتی پیش‌بینی نشده)    |
| $\chi^2_{26} = 35/51 \quad H_0: \alpha_i = \sum_{j=1}^k b_{ij} \lambda_j$ |          |           |  |

مأخذ: نتایج تحقیق

همان‌طور که نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد آماره راست‌نمایی چی دو ( $\chi^2_{۶} = ۳۵/۵۱$ ) کم‌تر از چی دو جدول در سطح خطای ۵ درصد ( $\chi^2_{۶} = ۳۸/۵۹$ ) است، بنابراین، فرضیه  $H_0$  رد نمی‌شود و داده‌ها با مدل مزبور سازگار هستند. جدول (۶) نتایج مدل چهار عاملی را نشان می‌دهد که در آن عامل‌های تورم و قیمت نفت پیش‌بینی نشده به دلیل معنی دار نبودن از مدل حذف شده‌اند، نتایج این جدول نیز حاکی از نکات ارزشمندی است. نخست این‌که، باز هم فرض صفر رد نشده است و محدودیت‌های مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ قابل اعمال هستند. نکته‌ی دوم این‌که، حذف متغیرهای بی‌معنی تأثیری بر معناداری سایر متغیرها ندارد و در سطح خطای ۵ درصد بقیه‌ی متغیرها معنادار هستند. سوم این‌که، علامت صرف‌های ریسک متغیرها در جدول (۶) در مقایسه با جدول قبل که متغیرهای بی‌معنا را نیز شامل می‌شود، تغییر نکرده است. چهارم این‌که، نتایج کمی صرف‌های ریسک برآورد شده نسبت به جدول قبل، تغییر محسوس و قابل توجهی نداشته است.

## ۷- نتیجه‌گیری

- با توجه به مبانی نظری تحقیق، انتظار می‌رفت که تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی نرخ تورم به عنوان یک منبع ریسک سیستماتیک در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ بر بر بازدهی مورد انتظار هر سهم اثر داشته باشد. نتایج تحقیق در سطح خطای ۵ درصد بیانگر رد این فرضیه است و تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی نرخ تورم، بازدهی مورد انتظار کل سهام بورس اوراق بهادار تهران را توضیح نمی‌دهد. یافته‌های مربوط با نتایج تحقیقات چن و همکاران (۱۹۸۶) و هامو (۱۹۸۸) هم‌خوانی ندارد.

- نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی دوم بیانگر تأیید این فرضیه است. بر این اساس، صرف ریسک مربوط به تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی عرضه‌ی پول که برای همه‌ی اوراق بهادار یکسان است، در سطح خطای ۵ درصد معنادار است و تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی عرضه‌ی پول، بازدهی مورد انتظار کل سهام بورس اوراق بهادار تهران را توضیح می‌دهد. یافته‌های آزمون این فرضیه با نتایج تحقیقات بنستاک و چن (۱۹۸۸)، آنتونیو و همکاران (۱۹۹۸) و ازیز و یونیزاوا (۲۰۰۶) هم‌خوانی دارد.

- با توجه به مبانی نظری تحقیق، انتظار می‌رفت که تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی نرخ ارز به عنوان یک منبع ریسک سیستماتیک در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ بر بر بازدهی مورد انتظار هر سهم اثر داشته باشد. نتایج تحقیق در سطح خطای ۵ درصد بیانگر رد نشدن این فرضیه است و تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی نرخ ارز، بازدهی مورد انتظار کل

سهام بورس اوراق بهادار تهران را توضیح می‌دهد. یافته‌های مربوط به این فرضیه با نتایج پریستلی (۱۹۹۶)، چوی و همکاران (۱۹۹۸) و ازیز و یونیزاوا (۲۰۰۶) هم‌خوانی دارد.

- نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی چهارم بیانگر رد این فرضیه است. بر این اساس، صرف ریسک مربوط به تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی قیمت نفت که برای همه‌ی اوراق بهادار یکسان است، در سطح خطای ۵ درصد معنادار نیست و تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی قیمت نفت، بازدهی مورد انتظار کل سهام بورس اوراق بهادار تهران را توضیح نمی‌دهد. یافته‌های آزمون این فرضیه با نتایج تحقیقات چن و همکاران (۱۹۸۶) و هاماو (۱۹۸۸) هم‌خوانی دارد.

- با توجه به مبانی نظری تحقیق، انتظار می‌رفت که تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی ساختار دوره‌ای نرخ‌های بهره به عنوان یک منبع ریسک سیستماتیک در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ بر بر بازدهی مورد انتظار هر سهم اثر داشته باشد. نتایج تحقیق در سطح خطای ۵ درصد بیانگر تأیید این فرضیه است و تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی نرخ بهره، بازدهی مورد انتظار کل سهام بورس اوراق بهادار تهران را توضیح می‌دهد. یافته‌های مربوط به این فرضیه با نتایج چن و همکاران (۱۹۸۶)، بنستاک و چن (۱۹۸۸) و پریستلی (۱۹۹۶) هم‌خوانی دارد.

- نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌ی ششم بیانگر تأیید این فرضیه است. بر این اساس، صرف ریسک مربوط به تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی تولیدات صنعتی که برای همه‌ی اوراق بهادار یکسان است، در سطح خطای ۵ درصد معنادار است و تغییرات پیش‌بینی نشده‌ی تولیدات صنعتی، بازدهی مورد انتظار کل سهام بورس اوراق بهادار تهران را توضیح می‌دهد. یافته‌های آزمون این فرضیه با نتایج تحقیقات چن و همکاران (۱۹۹۸) و ازیز و یونیزاوا (۲۰۰۶) هم‌خوانی دارد.

- بر اساس تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ، عوامل متعدد اقتصادی بر بازدهی مورد انتظار هر سهم اثر می‌گذارند و متغیرهای اقتصادی، عامل‌های ریسک سیستماتیک هستند. در این تحقیق، محدودیت‌های مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ بر مدل خطی نامقید اعمال شدند. بنابراین، فرضیه‌ی هفتم تحقیق نیز پذیرفته می‌شود و تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ یک مدل منطقی در توضیح بازدهی مورد انتظار هر سهم محسوب می‌شود. نتایج این آزمون با نتایج تحقیقات متعددی مانند پریستلی (۱۹۹۶)، آنتونیو و همکاران (۱۹۹۸)، ازیز و یونیزاوا (۲۰۰۶) هم‌خوانی دارد.

## فهرست منابع

- ۱- ابریشمی، حمید، محسن، مهرآرا، حجت‌ا... غنیمی فرد و مریم کشاورزبان. (۱۳۸۷). اثرات نامتقارن قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای OECD. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، ۴۳(۸۳): ۱۶-۱.
- ۲- اسلامی بیدگلی، غلامرضا، رضا، تهرانی و زهرا شیرازیان. (۱۳۸۴). بررسی رابطه میان عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری بر اساس سه شاخص ترینر، جنسن و شارپ با اندازه (ارزش بازاری) و نقدشوندگی آن‌ها، (۱۹): ۲۴-۳.
- ۳- راعی، رضا و احمد تلنگی. (۱۳۸۳). مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته. تهران: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت).
- ۴- گجراتی، دامودار. (۱۳۸۷). مبانی اقتصادسنجی. جلد دوم. برگرداننده: حمید ابریشمی. تهران: مؤسسه‌ی انتشارات و چاپ دانشگاه تهران. چاپ پنجم.
- ۵- متوسلی، محمود و معصومه فولادی. (۱۳۸۵). بررسی آثار افزایش قیمت جهانی نفت بر تولید ناخالص داخلی و اشتغال در ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌ای. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، (۷۶): ۷۶-۵۱.
- 6- Antoniou, A., Garrette, I., Priestley, R. (1998). Macroeconomic variables as common pervasive risk factors and the empirical content of the Arbitrage Pricing Theory. *Journal of Empirical finance*, 5: 221-240.
- 7- Azeez, A. A. & Yonezawa, Y. (2006). Macroeconomic factors and the empirical content of the Arbitrage Pricing Theory in the Japanese stock market. *Japan and the World Economy*, 18: 568-591.
- 8- Beenstock, M. & Chan, K. (1988). Economic forces and London stock market. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50(1): 27-39.
- 9- Berry M. A., Burmeister E., McElroy M. (1988). Sorting out risks using known APT factors. *Financial Analyst Journal*, 44 (2): 29-42.
- 10- Bilson, Christopher M., Timothy J. Brailsford and Vincent J. Hooper. (2001). Selecting Macroeconomic Variables as Explanatory Factors of Emerging Stock Market Returns, *Pacific- Basin Finance Journal*, 9: 401-426.
- 11- Brealey, R., Myers, S., Allen F. (2006). *Principles of Corporate finance*. 8th edition. Boston: McGraw-Hill/Irwin.
- 12- Chen, N. (1983). Some empirical tests of the theory of arbitrage pricing. *The Journal of Finance*, 38(5): 1393-1414.
- 13- Chen, N.F., Roll, R., Ross, S.A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business* 59: 383-403.
- 14- Choi, J.J., Hiraki, T., Takezawa, N., (1998). Is foreign exchange risk priced in the Japanese stock market? *Journal of Financial and Quantitative Analysis Vol 33(3)*: 361-382.

- 15- Connor, G. & Korajczyk, R. (1986). Performance measurement with the Arbitrage Pricing Theory: A new framework for analysis. *Journal of Financial Economics*, 15(3): 373–394.
- 16- Cuthbertson, K. (1996). *Quantitative financial economics: Stocks, bonds and foreign exchange*. Chichester [etc.]: Wiley, cop.
- 17- Dhankar, S. & Singh, R. S. (2005). Arbitrage Pricing Theory and the Capital Asset Pricing Model – evidence from the Indian stock market. *Journal of Financial Management & Analysis*, 18(1): 14–27.
- 18- Elton, E.J., Gruber, M.J., Brown, S.J. and Goetzmann, W.N. (2003). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. 6th ed. John Wiley & Sons, New York.
- 19- Fama, E.F., MacBeth, J. (1973). Risk and return: some empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3): 607-636.
- 20- Gehr, A. (1978). Some tests of the Arbitrage Pricing Theory. *Journal of the Midwest Finance Association*, 7: 91–105.
- 21- Gilles, R. & Leroy, S. F. (1991). On the Arbitrage Pricing Theory. *Economic Theory*, 1(3): 213–229.
- 22- Groenewold, N. & Fraser, P. (1997). Share prices and macroeconomic factors. *Journal of business finance and accounting*, 24(9): 1367-1381.
- 23- Günsel, Nil. & Çukur, Sadök. (2007). The Effects of Macroeconomic Factors on the London Stock Returns: A Sectoral Approach. *International Research Journal of Finance and Economics*, 10: 140–152.
- 24- Hamao, Y. (1988). An empirical examination of the Arbitrage Pricing Theory. *Japan and World Economy*, 1(1): 45–61.
- 25- Josev, T., Brooks, R. D., Faff, R. W. (2001). Testing a two factor APT model on Australian industry equity portfolios: the effect of intervaling. *Applied Financial Economics*, 11(2): 157–163.
- 26- McElroy, M.B., Buremeister, E. (1988). Arbitrage Pricing Theory as a restricted nonlinear multivariate regression model: iterated nonlinear seemingly unrelated regression estimates. *Journal of Business and Economic Statistics*, 6(1): 29–42.
- 27- McElroy, M.B., Buremeister, E., and Kent D. W. (1985). Two estimators for the APT model when factors are measured. *Economics Letters*, 19(3): 271-275.
- 28- Priestley, R. (1996). The Arbitrage Pricing Theory, macroeconomic and financial factors and expectations generating processes. *Journal of Banking & Finance*, 20(5): 869–890.
- 29- Roll, R., Ross, S. (1980). An empirical investigation of the Arbitrage Pricing Theory. *Journal of Finance*, 35: 1073–1103.
- 30- Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Pricing Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(2): 341–360.
- 31- Sharpe, W. (1982). Factors in NYSE security returns 1931–1979. *Journal of portfolio management*, 8(4): 5–19.
- 32- Watsham, T.J. & Parramore, K. (1997). *Quantitative Methods in Finance*. 1st edition. United Kingdom, London. Thomson Learning.