

آزمون تجربی و مقایسه مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای و نظریه قیمت گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران

عبدالرضا تالانه^۱ / اکرم قاسمی^۲

چکیده

این تحقیق با استفاده از بازده ماهانه ۳۰ شرکت بورسی از فروردین ۱۳۷۵ تا اسفند ۱۳۸۵ (۱۳۲ ماه) و بازده ماهانه بورس تهران بر مبنای شاخص بازده نقدی و قیمت، به آزمون تجربی و مقایسه دو مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CAPM) و قیمت گذاری آربیتراژ (APT) می پردازد. نتایج این تحقیق شواهدی در تأیید تجربی مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای ارائه می دهد اما قیمت گذاری آربیتراژ را تأیید نمی کند.

نتایج این تحقیق دال بر تأیید و برتری نسبی CAPM، با نتایج بسیاری از تحقیقات ایرانی همچون پیر صالحی (۱۳۷۲)، شفیع زاده (۱۳۷۵)، حنیفی (۱۳۷۶)، و ظریف فرد و قائمی (۱۳۸۲) ناسازگار است. از سوی دیگر، برخی تحقیقات ایرانی انجام شده، همچون رهنمای رودپشتی و مرادی (۱۳۸۴)، شواهدی دال بر وجود بیش از یک عامل اقتصادی موثر بر تبیین بازده سهم در تأیید APT ارائه کرده اند، در حالی که در نتیجه این تحقیق نشانی از عوامل متعدد موثر بر بازده سهم دیده نمی شود که احتمالاً نشان می دهد نظریه قیمت گذاری آربیتراژ در بازار ایران به طور تجربی قابل تأیید نیست. انجام آزمون های اضافی و تجزیه و تحلیل حساسیت نیز نتایج را تغییر نداد.

واژگان کلیدی: مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CAPM)، نظریه قیمت گذاری آربیتراژ (APT)، روش تحلیل عاملی، روش فاکتورهای اقتصادی
طبقه بندی موضوعی: G12

۱. استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه
۲. کارشناس ارشد رشته مدیریت بازرگانی گرایش مالی

مقدمه

تعیین نرخ بازده مورد انتظار، اساس قیمت گذاری دارایی‌ها است. مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) و قیمت گذاری آربیتراژ (APT) دو جایگزین برای تعیین بازده مورد انتظار دارایی‌های ریسکی هستند. هر دو مدل نرخ بازده انتظاری یک دارایی ریسکی را برابر نرخ بازده بدون ریسک به علاوه مضربی از صرف ریسک می‌دانند. اما نگاه این دو رقیب به صرف ریسک متفاوت است. در حالی که مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) فقط صرف ریسک بازار را به بازده مورد انتظار یک دارایی مرتبط می‌داند، نظر به قیمت گذاری آربیتراژ فراتر می‌رود و صرف ریسک عوامل متعدد کلان اقتصادی را به بازده مورد انتظار دارایی مرتبط می‌سازد.

هر یک از دو مدل فرض کرده‌اند که سرمایه‌گذاران پرتفوی تقریباً متنوعی نگهداری می‌کنند و آنگاه نشان می‌دهند که ریسک‌های خاص دارایی‌های پرتفوی با تنوع بخشی از بین می‌روند و تنها ریسک سیستماتیک بر بازده پرتفوی اثر خواهد داشت. ریسک سیستماتیک در مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، همان ریسک بازاری است که با بتای هر دارایی اندازه‌گیری می‌شود؛ در حالی که ریسک سیستماتیک در مدل قیمت گذاری آربیتراژ از عوامل متعددی متاثر می‌گردد و با بتای عوامل متعدد سنجیده می‌شود. در واقع در آربیتراژ فرض می‌شود که اگر چند پرتفوی متنوع وجود داشته باشند، که به طور یکسان از یک عامل متاثر می‌شوند در این صورت بازده مورد انتظار آنها نیز باید یکسان باشد.

اگرچه هر دو مدل بر مفروضات تقریباً مشابهی استوار هستند و از جنبه نظری معتبر می‌باشند، اما آزمون تجربی مدل‌ها و مقایسه آنها مورد علاقه محققان بوده و تحقیقات نسبتاً زیادی در این زمینه انجام شده است. برخی محققان کوشیده‌اند که اعتبار هر یک از مدل‌ها را به طور تجربی آزمون نمایند (Black, et al., 1972). برخی دیگر سعی کردند تا نشان دهند کدام مدل بر مدل دیگر برتری دارد و بهتر می‌تواند تغییرات بازده سهام را با توجه به صرف ریسک تبیین نماید (Chen, 1983)، (Wei, 1988) و (Cagnetti, 2002). به هر حال، نتایج تحقیقات تجربی تا حدی هم جهت و در مواردی هم ناسازگار بوده‌اند که نشان می‌دهند هنوز درک روشنی از اعتبار تجربی این دو مدل و شواهد محکمی از برتری یک مدل بر دیگری به دست نیامده است.

اگرچه کوشش‌های زیادی برای بررسی تجربی این دو مدل و مقایسه آنها انجام شده است، لیکن بیشتر این تحقیقات در کشورهای دیگر انجام شده است. تحقیقات ایرانی در زمینه آربیتراژ و مقایسه آن با مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شمار کمتری دارند. از این رو، بررسی این دو مدل با

داده های بورس اوراق بهادار تهران و مقایسه عملکرد آنها ضرورت بیشتری می یابد و نتایج آن می تواند درک و بینش ما را نسبت به کارکرد دو مدل بیشتر نماید و باعث توسعه ادبیات موضوعی در این زمینه گردد. همچنین، نتایج بررسی مدل ها، با داده های بورس اوراق بهادار تهران و تعیین برتری هر یک از این دو مدل نسبت به دیگری به تصمیمات سرمایه گذاری و انتخاب سهم کمک خواهد کرد.

پیشینه پژوهش

در حالی که بحث و تحقیق بر سر درستی هر یک از دو مدل با داده های واقعی ادامه دارد، تحقیقات تجربی پاسخ های مختلفی را ارائه کرده اند که تا حدی هم جهت و در مواردی با هم ناسازگار بوده اند. در هر صورت، همه این تحقیقات را می توان در سه گروه قرار داد: تحقیقاتی که به بررسی و آزمون تجربی مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CAPM) می پردازند، تحقیقاتی که مدل قیمت گذاری آربیتراژ (APT) را به طور تجربی آزمون کرده اند، و گروه سوم تحقیقاتی هستند که هر دو مدل را به صورت تجربی آزمون و مقایسه می کنند. در ادامه بحث، به مهم ترین تحقیقات انجام شده خارجی و داخلی با تمرکز بر روش تحقیق آنها اشاره می شود.

آزمون های CAPM

مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای در تحقیقات زیادی در کشورهای دیگر و در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. از مهم ترین تحقیقات انجام شده در خارج می توان به فاما و همکاران (fama, et al, 1992)، بلک و همکاران (Black, et al., 1972)، اشاره نمود. نتایج تحقیقات خارجی بیشتر بر تائید CAPM دلالت دارند. برای نمونه، کار بلک و همکاران (Black, et al., 1972) برای آزمون CAPM بر تخمین خط بازار سهم متمرکز است؛ بدین صورت که اگر رابطه بین ریسک و بازده بر طبق مدل درست باشد، تمام دارایی های سرمایه ای با ریسک و بازده های مختلف باید روی خط بازار سهم قرار بگیرند. آنها در روش تحقیق خود از تکنیک تشکیل پرتفوی برای تخمین نرخ های بازده و بتای پرتفوی ها استفاده نمودند. نتایج کار آنها نشان داد که عرض از مبدا خط بازار سهم بیشتر از نرخ بازده بدون ریسک و شیب خط بازار سهم کمتر از صرف ریسک بازار می باشد، اما شیب به دست آمده برای خط بازار سهم بسیار معنی دار و مثبت است. علاوه بر این، نزدیک به ۱۰۰ درصد بازده متوسط پرتفوی ها، می توانند به وسیله اختلاف در عامل های بتا تبیین گردند. در مجموع، نتایج این تحقیق نیز، CAPM را تایید نمود (راعی و تلنگی، ۱۳۸۳).

از مهم‌ترین تحقیقات انجام شده در ایران برای آزمون CAPM می‌توان به کارهای پیرصالحی (۱۳۷۲)، شفیع‌زاده (۱۳۷۵)، حنیفی (۱۳۷۶)، ظریف‌فرد و قائمی (۱۳۸۲)، و محسنی دمنه (۱۳۸۶) اشاره نمود. در حالی که نتایج تحقیقات خارجی بیشتر بر تأیید CAPM دلالت داشته‌اند، تحقیقات ایرانی شواهد محکمی در دفاع از CAPM ارائه نکرده‌اند. تقریباً بیشتر تحقیقات ایرانی انجام شده به این نتیجه دست یافته‌اند که CAPM نمی‌تواند رابطه بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام بورس تهران را تبیین نماید؛ برای نمونه، پیرصالحی (۱۳۷۳) و شفیع‌زاده (۱۳۷۵).

به عنوان نمونه، حنیفی (۱۳۷۶) براساس اطلاعات ۵۳ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران، در طول دوره زمانی فروردین ماه ۱۳۷۱ تا پایان سال ۱۳۷۵ کارآیی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را مورد بررسی قرار داده است. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که بتا به تنهایی نمی‌تواند تغییرات بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران را تشریح کند.

ظریف‌فرد و قائمی (۱۳۸۲)، CAPM را با داده‌های ۶۰ شرکت از بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی فروردین ماه ۱۳۷۰ و مهرماه ۱۳۷۵ آزمودند. آنها در کار خود به بررسی این موضوع پرداختند که آیا در بورس اوراق بهادار تهران، بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام عادی ارتباط خطی ساده و مثبت وجود دارد یا خیر؟ نتایج تحقیقات آنها نشان داد که ریسک سیستماتیک به تنهایی، تغییرات بازده سهام شرکت‌ها را نمی‌تواند توجیه نماید و بنابراین CAPM تأیید نمی‌شود (جوکار تنگ کرمی، ۱۳۸۵).

نتایج کار محسنی دمنه (۱۳۸۶) با نتایج تحقیقات ایرانی مذکور همخوانی ندارد. وی از روش تحلیل عاملی و روش فاکتورهای اقتصادی برای بررسی آربیتراژ استفاده کرده است. محقق نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژی را کاملاً رد کرده است. همچنین، او از آزمون فرضیه دوم چنین نتیجه گرفته است که برای توضیح بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ ارجحیت دارد، اگر چه در این بازار، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نیز برقرار نمی‌باشد (محسنی دمنه، ۱۳۸۶، ص ۱۲).

آزمون‌های APT

همانند CAPM، تحقیقات زیادی در خارج و در ایران به بررسی APT پرداخته‌اند. از مهم‌ترین تحقیقات خارجی انجام شده می‌توان به عنوان نمونه به کارهای گهر (Gehr, 1978)، رول و همکاران (Roll, et al., 1980)، پاری و همکاران (Pari, et al., 1984)، و برگس (Berges, 1981) اشاره کرد.

کارهای رهنمای رودپشتی و مرادی (۱۳۸۴)، جوکار تنگ کرمی (۱۳۸۵)، و قره باغیان و نصرالهی (۱۳۷۹) نمونه هایی از تحقیقات انجام شده در ایران هستند.

در بیشتر تحقیقات خارجی مذکور، از روش تحلیل عاملی، روش عوامل اقتصادی، یا هر دو روش برای تعیین تعداد و نوع عوامل دخیل در تبیین بازده در چارچوب APT استفاده شده است. نتایج این تحقیقات در مجموع وجود ۲ تا ۶ عامل موثر در تبیین بازده را تأیید می کند. تحقیقاتی که با استفاده از عوامل اقتصادی سعی در تشخیص عوامل داشته اند، توانسته اند تا حدودی تأثیر عوامل کلان اقتصادی همچون نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره، قیمت نفت خام، و شاخص بورس را نشان دهند. تحقیقات ایرانی انجام شده تقریباً نتایجی مشابه تحقیقات خارجی را گزارش کرده اند. برای نمونه، رهنمای رودپشتی و مرادی (۱۳۸۴) در بررسی آربیتراژ از روش تحلیل عاملی استفاده کردند. آنها با داده های هفتگی ۳۰ شرکت بورس اوراق بهادار تهران از فروردین ۱۳۷۷ تا پایان اسفند ۱۳۸۳، حدود ۴۰٪ نوسانات بازده سهام در بورس تهران را با ۲ عامل مرتبط دانستند. تحقیق مذکور علاوه بر مشخص نمودن ۲ عامل برای تبیین بازده سهام، نشان می دهد که عامل نخست در برگیرنده ۴ شرکت می باشد که ۲ شرکت از صنایع خودرو سازی و ۲ شرکت دیگر جزء شرکت های سرمایه گذاری می باشند و این عامل یا به عبارت بهتر این دو نوع شرکت در حدود ۲۰٪ نوسانات بازده سهام را توضیح می دهند.

استفاده از رویکرد تحلیل عاملی با داده های فروردین ۱۳۷۴ تا اسفند ۱۳۸۳، در کار جوکار تنگ کرمی (۱۳۸۵) به تشخیص ۱۲ عامل اقتصادی منتهی شده است، که به لحاظ تعداد عوامل دخیل تا حد زیادی متفاوت از نتایج دیگران است. بر اساس تحقیق او، بازده شرکت های سیمانی متأثر از شاخص نرخ ارز است و بازده شرکت های نفتی، ماشین آلات و دستگاه های برقی به شاخص های نرخ ارز، نقدینگی، و قیمت نفت حساس است. اما محقق در مجموع تئوری قیمت گذاری آربیتراژ را در بورس اوراق بهادار تهران مناسب تشخیص نمی دهد.

آزمون های مقایسه CAPM و APT

در حالی که تحقیقات پیرامون مقایسه دو مدل در خارج از ایران متعدد هستند، تحقیقات انجام شده در ایران شمار کمتری دارند. به عنوان نمونه هایی از تحقیقات خارجی می توان به چن (Chen, 1983)، وی (Wei, 1988)، و کاگنتی (Cagnetti, 2002) اشاره نمود. در بیشتر تحقیقات مزبور، برتری APT نسبت به CAPM به عنوان نتیجه اعلام شده است. برای مثال، چن (Chen, 1983) قدرت

توضیح‌دهندگی دو مدل را آزمون کرده و نتیجه گرفت که مدل APT نسبت به مدل CAPM از قدرت توضیح‌دهندگی بالاتری برخوردار است.

وی (Wei, 1988) بتای پرتفوی بازار را به عنوان یک عامل در کنار عوامل دیگر در APT منظور نمود. مدل طراحی شده او، نسبت به CAPM رابطه صحیح‌تری به دست داد؛ به طوری که حذف سایر عوامل به غیر از بتای پرتفوی بازار از APT، مدل او را تا حد CAPM تنزل داد (رهنمای رودپشتی و مرادی، ۱۳۸۴).

تحقیق دیگری توسط کاگنتی (Cagnetti, 2002) در زمینه آزمون و مقایسه CAPM و APT در بازار سهام ایتالیا در دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۰ تا جون ۲۰۰۱ صورت گرفت که یافته‌های آن حاکی از عملکرد بهتر APT در مقایسه با CAPM برای تبیین رابطه ریسک و بازده سهام در بورس ایتالیا است. این تحقیق که ابتدا هر یک از دو مدل را مورد آزمون قرار داده و سپس به مقایسه آنها می‌پردازد، برای آزمون مدل CAPM ابتدا با استفاده از بازده ماهانه سهام ۳۰ شرکت مورد مطالعه و بازدهی بازار به اجرای رگرسیون سری‌های زمانی و استخراج بتا پرداخته و در نهایت رگرسیون مقطعی را برای آزمون مدل CAPM مورد استفاده قرار می‌دهد. نتایج این آزمون نشان‌دهنده رابطه‌ای ضعیف بین بتا و بازده اوراق است.

همچنین، در تحقیق مذکور، برای آزمون آریترائز از روش تحلیل عاملی بر روی بازده ماهانه سهام و نیز فاکتورهای کلان اقتصادی استفاده شده است که اجرای تحلیل عاملی بر روی بازده ۳۰ سهم، تعداد ۵ عامل و بر روی ۲۵ فاکتور اقتصاد کلان تعداد ۸ عامل اثر گذار را مشخص می‌کند. مهم‌ترین عامل اقتصادی اثر گذار در تحقیق کاگنتی، شاخص موبتل (Mibtel Indices) است که در حدود ۴۰٪ نوسانات بازده سهام را توضیح می‌داد. نتایج مقایسه دو مدل نیز حاکی از برتری قیمت‌گذاری آریترائز نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای تبیین رابطه ریسک و بازده اوراق در بازار سهام ایتالیا است.

اما در ایران، جامع‌ترین تحقیق انجام شده در باب آزمون دو مدل و مقایسه آنها کار محسنی دمنه (۱۳۸۶) است. وی از روش تحلیل عاملی و روش فاکتورهای اقتصادی در حالات مختلف برای بررسی آریترائز استفاده کرده است. محقق نظریه قیمت‌گذاری آریترائز را کاملاً رد کرده است. همچنین، او از آزمون فرضیه دوم نیز چنین نتیجه گرفته است که برای توضیح بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر نظریه قیمت‌گذاری آریترائز ارجحیت دارد، اگر چه در این بازار، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نیز برقرار نمی‌باشد.

در یک جمع بندی کلی از پژوهش های انجام شده در خارج و ایران پیرامون دو مدل می توان گفت که بسیاری از پژوهشگران معتقدند که از جنبه نظری APT توان قابل توجهی در تبیین بازده دارد. به نظر می رسد APT که بازده سهام را با استفاده از چندین متغیر کلان اقتصادی توضیح می دهد، از مدل CAPM، که فقط ریسک بازاری را لحاظ می کند، بهتر عمل کند. از جنبه تجربی، تعداد بیشتری از مطالعات انجام شده در خارج از کشور و در ایران مبین آن است که مدل APT در مقایسه با CAPM، بازده اوراق بهادار را بهتر توضیح می دهد. البته بین محققان نسبت به روش شناسی به کار گرفته شده در آزمون مدل APT توافقی دیده نمی شود.

فرضیه های تحقیق

با در نظر داشتن این موضوع که APT به لحاظ نظری تبیین بهتری از ریسک و بازده ارائه می دهد، و عوامل اقتصادی بیشتری را دخالت می دهد، ممکن است در مقایسه با رقیب خود تبیین بهتری با داده های واقعی ارائه دهد. بنابراین، فرضیه های تحقیق به شرح زیر تدوین شده اند.

۱. مدل CAPM می تواند بازده اوراق بهادار را با توجه به ریسک آن تبیین کند.
۲. مدل APT می تواند بازده اوراق بهادار را با توجه به ریسک آن تبیین کند.
۳. APT نسبت به CAPM تبیین بهتری از بازده اوراق بهادار فراهم می کند.

روش آزمون فرضیه ها

آزمون فرضیه اول (بررسی CAPM)

برای آزمون فرضیه اول که درستی مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CAPM) را بررسی می کند، ابتدا باید بتای شرکت ها را از رگرسیون سری زمانی (۱)، که مبتنی بر مدل بازار است، محاسبه کرد که در آن متغیر وابسته بازده سهم شرکت ها (R_i) و متغیر مستقل بازده بازار (R_m) است.

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + \varepsilon_i \quad (1)$$

سپس باید نشان داد که CAPM می تواند بازده مورد انتظار هر سهم را بر حسب ریسک سیستماتیک آن تبیین نماید. برای این منظور باید معنی داری ضریب متغیر مستقل (λ_1) در رگرسیون مقطعی (۲) آزمون شود. معنی دار شدن ضریب بتا در رابطه (۲) به معنی تأیید CAPM خواهد بود.

$$E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_i + e_i^{CAPM} \quad (2)$$

در رابطه (۲) متغیر وابسته بازده مورد انتظار سهم شرکت‌ها و متغیر مستقل بتای شرکت‌ها است. ضرایب λ_0 و λ_1 به ترتیب متناظر با بازده بدون ریسک و صرف ریسک بازار هستند و e_i^{CAPM} معرف جمله خطا است که در آزمون فرضیه سوم (مقایسه دو مدل) از آن استفاده خواهد شد.

آزمون فرضیه دوم (بررسی APT)

مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، بازده مورد انتظار از یک دارایی سرمایه‌ای را برابر بازدهی بدون ریسک به علاوه ضریبی از صرف ریسک روی عوامل متعدد می‌داند. بنابراین، ابتدا باید تعداد عوامل و بتاهای هر یک از عوامل را طبق مدل چندعاملی (۳) به دست آورد، که در آن R_i بازده سهام شرکت i ، α_0 معرف بازده بدون ریسک، β_{ik} بار عامل k ام برای سهم شرکت i ام، F_k عامل مشترک k ام، و ε_i جمله خطا است.

$$R_i = \alpha_0 + \beta_{i1}F_1 + \beta_{i2}F_2 + \dots + \beta_{ik}F_k + \varepsilon_i \quad (3)$$

اما از آنجا که در رابطه بالا تعداد عوامل و مقدار آنها قابل مشاهده نیستند، با استفاده از روش تحلیل عاملی^۱ می‌توان تعداد عوامل موثر بر بازدهی اوراق بهادار و ضریب هر یک از عوامل برای شرکت‌ها را به صورت ماتریس ضرایب به دست آورد. سپس، با داشتن ماتریس ضرایب عوامل، می‌توان صرف ریسک هر یک از عوامل را با استفاده از رگرسیون مقطعی (۴) تخمین زد که در آن λ_0 معرف نرخ بازده بدون ریسک، λ_i تا λ_k معرف صرف ریسک عوامل، β ها بار عوامل (به دست آمده از تحلیل عاملی)، و e_i^{APT} معرف جمله خطای رگرسیونی است که از آن در آزمون مقایسه دو مدل استفاده خواهد شد.

$$E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_1\beta_{i1} + \lambda_2\beta_{i2} + \dots + \lambda_k\beta_{ik} + e_i^{APT} \quad (4)$$

برای آزمون درستی آربیتراژ چنین استدلال می‌شود که اگر APT درست باشد، باید بتوان نشان داد که APT می‌تواند بازده مورد انتظار هر سهم را بر حسب صرف ریسک عوامل متعدد تبیین نماید. یعنی، دست کم دو یا چند مورد از ضرایب متغیرهای مستقل (λ_1 تا λ_k) در رگرسیون مقطعی (۴) باید معنی‌دار باشند. معنی‌دار شدن بیش از یک ضریب نشان خواهد داد که بازده تحت تاثیر بیش از یک عامل قرار دارد، که به معنی تائید APT است.

۱. دو روش اصلی که در بیشتر تحقیقات برای بررسی و آزمون تجربی آربیتراژ مورد استفاده قرار گرفته است عبارتند از روش تحلیل عاملی (Factor Analysis) و روش عوامل اقتصادی (Economic Factors). در این تحقیق برای اطمینان از نتایج از هر دو روش استفاده شده است.

آزمون فرضیه سوم (مقایسه CAPM با APT)

برای آزمون فرضیه سوم، از روش تحلیل پسماندهای روابط رگرسیونی قبلی (یعنی e_i^{CAPM} و e_i^{APT}) استفاده می شود. استدلال به این صورت است که اجزای پسماند، آن مقدار از تغییرات متغیر وابسته است که متغیرهای مستقل نتوانسته اند آن را توضیح دهند. اگر متغیرهای توضیحی CAPM بتواند بخش توضیح داده نشده APT، یعنی e_i^{APT} ، را توضیح دهد، در این صورت می توان نتیجه گرفت که CAPM برتر از APT است و بر عکس. این شیوه بررسی در کار محسنی دمنه (۱۳۸۶، ص ۱۵۵) به کار رفته است. با این توضیح، از دو رگرسیون مقطعی (۵) و (۶) برای مقایسه دو مدل استفاده خواهد شد.

$$e_i^{APT} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$e_i^{CAPM} = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{i1} + \lambda_2 \beta_{i2} + \dots + \lambda_k \beta_{ik} + v_i \quad (6)$$

معنی دار شدن ضریب γ_1 در رابطه (۵) معرف برتری CAPM نسبت به APT است. بر عکس، اگر بیش از یکی از ضرایب λ_1 تا λ_k در رابطه (۶) معنی دار شوند، می توان برتری APT را نتیجه گرفت.^۱

انتخاب جایگزین و اندازه گیری متغیرها

اجرای روابط رگرسیونی پیشگفته مستلزم محاسبه مقادیر عددی برخی از متغیرها است. دو متغیر اصلی این تحقیق عبارتند از بازده بازار و بازده سهم شرکت ها. مدل CAPM مبتنی بر همه دارایی های موجود در اقتصاد است. با توجه به این تعریف، سبد دارایی بازار عملاً قابل مشاهده نیست. به همین دلیل معمولاً برای اندازه گیری بازده بازار، از شاخص های بورس که معرف بهتری برای بازار هستند استفاده می شود. در این تحقیق از شاخص TEDPIX به عنوان معرف بازار استفاده و بازدهی ماهانه بازار با استفاده از رابطه $[(I_t \div I_{t-1}) - 1]$ محاسبه گردید که در آن I_t معرف مقدار شاخص در زمان t است.

متغیر دیگری که قابل مشاهده نیست و نیاز به انتخاب جایگزین دارد، بازده مورد انتظار سهم شرکت ها است که قابل مشاهده نیست. اما، پس از محاسبه بازده سهم شرکت ها برای دوره های ماهانه مورد بررسی، همه دوره ها به دو گروه دوره های زوج و فرد تقسیم می شوند. در جایی که نیاز به بازده

۱. اگر پس از اجرای رگرسیون ها و مشاهده نتایج معلوم گردد که معنی داری ضرایب در هر دو رابطه (۵) و (۶) وجود دارد، آنگاه تحلیل ضرایب تعیین تعدیل شده (R_{adj}^2) دو رگرسیون یا تحلیل های دیگر آماری، برتری هر یک از دو مدل CAPM یا APT را نسبت به دیگری نشان خواهد داد.

مورد انتظار باشد از بازده‌های دوره‌های فرد (یا برعکس) و در دیگر موارد از بازده‌های ماه‌های زوج (یا برعکس) استفاده می‌گردد.

برای اندازه‌گیری بازده سهم هر یک از شرکت‌ها از رابطه (۷) زیر استفاده می‌گردد:

$$R_{it} = \left[\frac{P_{it} + DPS_{it} + Pr_{it} + (Op_{it} - PP_{it}) - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \right] \times 100 \quad (7)$$

که در آن

R_{it} : بازده سهام i در زمان t ,

P_{it} : قیمت سهام i در زمان t ,

DPS_{it} : سود تقسیمی سهم i در زمان t ,

Pr_{it} : سهام جایزه شرکت i در زمان t ,

Op_{it} : حق تقدم منشر شده توسط شرکت i در زمان t ,

PP_{it} : مبلغ پذیره نویسی حق تقدم شرکت i در زمان t و

$P_{i,t-1}$: قیمت سهام i در زمان قبل، یعنی $t-1$ را نشان می‌دهد.

کنترل‌های آماری

در سری‌های زمانی، معمولاً خودهمبستگی میان داده‌ها وجود خواهد داشت. در این تحقیق، در رگرسیون سری‌های زمانی مربوط به آزمون مدل CAPM یا APT (فقط در روش عوامل اقتصادی)، احتمال وجود خودهمبستگی میان داده‌های یک مجموعه (سری بازده‌های ماهانه) قطعاً وجود دارد. برای کنترل این مشکل، در تفسیر نتایج رگرسیونی، آماره Durbin Watson مد نظر قرار گرفته است. در این تحقیق، نتایج به دست آمده از اجرای برخی رگرسیون‌ها، به عنوان داده در رگرسیون‌های دیگر مورد استفاده قرار خواهند گرفت. از این رو احتمال دارد که نتایج تحت تاثیر وابستگی محاسباتی داده‌ها قرار بگیرند. برای کنترل این مشکل، مجموعه داده‌ها به دو بخش ماه‌های فرد و ماه‌های زوج تفکیک گردید. در همه مراحل اجرای رگرسیون‌ها، از داده‌های ماه‌های فرد و زوج به گونه‌ای استفاده شد که از کاذب نبودن نتایج اطمینان حاصل گردد. برای نمونه، در آزمون CAPM، برای تخمین رابطه رگرسیونی (۱) از بازدهی ماه‌های فرد و برای تخمین رابطه رگرسیونی (۲) از بازدهی ماه‌های زوج استفاده گردید.

جامعه آماری و انتخاب نمونه

جامعه آماری تمامی شرکت های پذیرفته شده در بورس سهام تهران تا پایان سال ۱۳۸۶ است که در مجموع بالغ بر ۴۲۰ شرکت می باشد. برای انتخاب شرکت های نمونه از میان جامعه آماری، از روش سرشماری با حذف متوالی استفاده شد. به این صورت که ابتدا همه جامعه انتخاب شده و سپس همه شرکت هایی که واجد معیارهای زیر نبودند، از نمونه حذف شدند.

۱. شرکت ها تولیدی و از صنایع مختلف باشند،
۲. سال مالی آنها به پایان اسفند ختم شود و تغییر سال مالی نداشته باشند،
۳. قبل از سال ۱۳۷۵ در بورس پذیرفته شده باشند تا اجرای رگرسیون زمانی ممکن شود،
۴. سهم آنها همه ماه های سال معامله شده باشد.

اعمال این معیارها نمونه تحقیقی را به ۳۰ شرکت تنزل داد که داده های آنها دوره زمانی فروردین ۱۳۷۵ تا اسفند ۱۳۸۵ (جمعاً ۱۱ سال مشتمل بر ۱۳۲ ماه) را در بر می گیرد و تعداد کل مشاهدات برابر ۳۹۶۰ است که پس از زوج و فرد کردن ماه ها هر مجموعه مشتمل بر بازده های ۶۶ ماه (۱۹۸۰ مشاهده) خواهد بود.

نمونه تحقیق

با توجه به مطالب گفته شده در قسمت های پیشین، نمونه پژوهش شامل ۳۰ شرکت (از ۱۳ صنعت مختلف) به شرح جدول یک می باشد که بازده ماهانه سهام آنها در دوره زمانی فروردین ۱۳۷۵ تا اسفند ۱۳۸۵ (جمعاً ۱۳۲ ماه) به همراه بازده بازار برای همان دوره ها به عنوان داده های تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است.

جدول (۱): شرکت‌های نمونه تحقیق

ردیف	شرکت	ردیف	شرکت	ردیف	شرکت
۱	ایران خودرو	۱۱	دارو کوثر	۲۱	نوش مازندران
۲	پارس دارو	۱۲	داروئی رازک	۲۲	لبنیات پاک
۳	ایران خودرو دیزل	۱۳	جابرین حیان	۲۳	شهد ایران
۴	گروه بهمن	۱۴	سینا دارو	۲۴	نفت پارس
۵	نیرو محرکه	۱۵	کیمیدارو	۲۵	نفت بهران
۶	سیمان تهران	۱۶	شیشه قزوین	۲۶	کربن ایران
۷	سیمان کرمان	۱۷	شیشه و گاز	۲۷	ایران مرینوس
۸	سیمان شمال	۱۸	چینی ایران	۲۸	آبسال
۹	آلومینیوم پارس	۱۹	کارتن ایران	۲۹	لوله و ماشین سازی
۱۰	لنت ترمز	۲۰	سرما آفرین	۳۰	آما

آمار توصیفی متغیرها

آمار توصیفی بازده ماهانه شرکت‌ها و بازار در جدول ۲ ارائه شده است. در بخش بالایی جدول، ۱۳۲ بازدهی ماهانه برای هر شرکت در چهار اندازه میانگین، انحراف معیار، حداقل، و حداکثر خلاصه شده است. سپس، بازده‌های سهام ۳۰ شرکت در سه سطر حداقل، حداکثر، و سه چارک اول تا سوم خلاصه شده است.

جدول (۲): آمار توصیفی بازده‌های ۳۰ شرکت نمونه و بازدهی بازار در ۱۳۲ ماه از فروردین ۱۳۷۵ تا اسفند ۱۳۸۵

بازده شرکت‌ها	Mean	St. Ddev.	Min.	Max.
حداقل‌ها در ۳۰ شرکت	۰/۸۱۴	۶/۵۴۴	- ۴۱/۷۹۰	۱۸/۹۰۰
چارک‌های اول از ۳۰ شرکت	۲/۲۰۸	۹/۷۱۲	- ۳۱/۳۱۰	۴۴/۴۴۰
میانه‌ها از ۳۰ شرکت	۳/۲۲۲	۱۱/۷۳۳	- ۲۲/۷۳۵	۵۷/۰۰۰
چارک‌های سوم از ۳۰ شرکت	۴/۰۳۱	۱۲/۷۱۱	- ۱۶/۵۰۰	۸۴/۳۳۰
حداکثرها در ۳۰ شرکت	۴/۸۳۶	۱۶/۹۹۰	- ۱۱/۸۶۰	۱۳۲/۵۸۰
بازده بازار	Mean	St. Ddev.	Min.	Max.
همه ماه‌ها	۱/۶۴۶	۳/۸۳۵	- ۶/۸۱۰	۲۴/۹۶۰
ماه‌های فرد	۱/۰۱۵	۲/۹۸۶	- ۶/۸۱۰	۸/۶۶۰
ماه‌های زوج	۲/۲۷۸	۴/۴۶۲	- ۳/۷۷۰	۲۴/۹۶۰

نتایج آزمون فرضیه اول

برای بررسی درستی مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CAPM) ابتدا ضرایب رابطه (۱) به شرح جدول (۳) محاسبه گردید. در سطح ۹۵٪ اطمینان، بیش از نیمی از بتای شرکت های مورد مطالعه معنی دار بوده و کمتر از نیمی دیگر از بتاها از نظر آماری معنی دار نیستند. همچنین، آماره Durbin Watson نشان می دهد که تنها در یک شرکت (کربن ایران) احتمالاً خودهمبستگی میان داده ها وجود دارد و در سایر شرکت ها مشکل خودهمبستگی وجود ندارد.

جدول (۳): نتایج تخمین ضریب بتا در رگرسیون سری زمانی (۱) با بازدهی ماه های فرد

	β	t	Sig.	F	Sig.	DW
Min.	-۰,۲۳۴	۰,۱۷۳	۰,۰۰۰	۰,۰۳۰	۰,۰۰۰	۱,۴۰۳
Q1	۰,۶۱۴	۱,۳۱۷	۰,۰۰۵	۱,۴۸۱	۰,۰۰۵	۱,۷۴۶
Q2 (Median)	۰,۹۰۳	۲,۰۲۲	۰,۰۴۸	۳,۷۷۵	۰,۰۴۸	۱,۹۰۳
Q3	۱,۲۱۶	۲,۹۱۳	۰,۰۱۹۳	۸,۴۸۵	۰,۰۱۹۳	۲,۱۱
Max.	۲,۴۱۳	۵,۸۵	۰,۰۰۰	۳۴,۲۲۱	۰,۰۰۰	۲,۲۸

پس از به دست آوردن β شرکت ها، از مقادیر بتا برای اجرای رگرسیون مقطعی (۲) با بازدهی بازار در ماه های زوج (به عنوان متغیر وابسته) استفاده شد که نتایج آن در جدول (۴) درج است.

جدول (۴): نتایج تخمین ضرایب رگرسیون مقطعی (۲) برای آزمون CAPM

	coefficients	t	Sig.	Adjusted R Square	F	Sig.
λ_0	۱,۸۹۴۲۱	۳,۱۴۷۱	۰,۰۰۴	۰,۱۱۷۵۸	۴,۸۶۳۹	۰,۰۳۶
λ_1	۱,۲۰۴۴۲	۲,۲۰۵۴	۰,۰۳۶			

در جدول (۴) ضرایب λ_0 و λ_1 به ترتیب برابر ۱/۸۹۴ و ۱/۲۰۴ و هر دو از نظر آماری معنادار می باشند که نشان می دهند مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای می تواند بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را تبیین نماید.

فرضیه دوم

برای آزمون فرضیه دوم ابتدا باید تعداد عوامل موثر بر بازده اوراق بهادار را با روش تحلیل عاملی^۱ تعیین کرد و ماتریس ضرایب عوامل را به دست آورد^۲. اجرای روش تحلیل عاملی با هر یک از دو روش PCA و MLE به تشخیص ۹ عامل منتهی شده است که روی هم توانسته‌اند حدود ۷۰٪ (در روش PCA) و حدود ۶۰ درصد (در روش MLE) از تغییرات بازدهی سهام شرکت‌ها را توضیح دهند. قسمتی از خروجی محاسبات نرم‌افزار برای تعیین تعداد عوامل در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول (۵): نتایج اجرای تحلیل عاملی به منظور تعیین تعداد عوامل و ماتریس ضرایب عوامل با روش‌های

PCA و MLE

Total Variance Explained by:						
Factors	PCA Method			MLE Method		
	Extraction Sums of Squared Loadings			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
۱	۶,۰۱۳۹۰	۲۰,۰۴۶۳۳	۲۰,۰۴۶۳۳	۱,۸۳۲۲۹	۶,۱۰۷۶۲	۶,۱۰۷۶۲
۲	۲,۹۷۹۶۹	۹,۹۳۲۳۰	۲۹,۹۷۸۶۴	۲,۷۷۲۴۹	۹,۲۴۱۶۴	۱۵,۳۴۹۲۵
۳	۲,۴۷۶۹۵	۸,۲۵۶۵۱	۳۸,۲۳۵۱۵	۲,۹۵۸۸۳	۹,۸۶۲۷۵	۲۵,۲۱۲۰۱
۴	۲,۲۷۴۶۲	۷,۵۸۲۰۵	۴۵,۸۱۷۲۰	۲,۵۵۹۴۵	۸,۵۳۱۵۰	۳۳,۷۴۳۵۱
۵	۱,۸۱۲۷۷	۶,۰۴۲۵۶	۵۱,۸۵۹۷۶	۲,۰۸۴۰۹	۶,۹۴۶۹۶	۴۰,۶۹۰۴۷
۶	۱,۶۷۷۷۹	۵,۵۹۲۶۴	۵۷,۴۵۲۴۰	۱,۸۰۰۷۲	۶,۰۰۲۴۰	۴۶,۶۹۲۸۷
۸	۱,۴۹۳۸۸	۴,۹۷۹۶۰	۶۲,۴۳۲۰۰	۱,۵۶۷۴۰	۵,۲۲۴۶۷	۵۱,۹۱۷۵۴
۹	۱,۳۱۲۵۶	۴,۳۷۵۲۰	۶۶,۸۰۷۲۱	۱,۲۵۶۸۱	۴,۱۸۹۳۷	۵۶,۱۰۶۹۲
۱۰	۱,۱۲۲۳۳	۳,۷۴۱۰۸	۷۰,۵۴۸۲۹	۰,۹۹۵۱۲	۳,۳۱۷۰۸	۵۹,۲۴۴۰۰

۱. پیش شرط استفاده از روش تحلیل عاملی، کفایت حجم نمونه و وجود همبستگی بین بازده‌های سهام شرکت‌ها است. معمولاً برای بررسی کفایت حجم نمونه از شاخص KMO و برای بررسی همبستگی از آزمون کروییت بارتلت استفاده می‌شود. بعد از اجرای این دو آزمون، مقدار شاخص KMO برابر ۰/۵۲۲ و آماره χ^2 در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار شد که به ترتیب نشان می‌دهند حجم نمونه کفایت داشته و همبستگی لازم بین بازده سهام شرکت‌ها وجود دارد.

۲. در اجرای روش تحلیل عاملی توسط نرم‌افزار آماری SPSS 13، گزینه‌های اجرایی مختلفی وجود دارد که در میان آنها از دو گزینه تحلیل اجزای اساسی (PCA)، و تخمین حداکثر درست نمایی (MLE) در دیگر تحقیقات بیشتر استفاده شده است. به همین دلیل، در تحقیق حاضر فقط از این دو گزینه برای اجرای تحلیل عاملی استفاده شده است.

پس از اجرای تحلیل عاملی و تشکیل دو ماتریس ضرایب عوامل (گزارش نشده)، برای آزمون آربیتراژ، ضرایب رگرسیون مقطعی (۴) با استفاده از میانگین بازده ماه های زوج ۳۰ شرکت های نمونه تخمین زده شد تا صرف ریسک هر یک از ۹ عامل به دست آید. نتایج حاصل از تخمین ضرایب رگرسیون مقطعی (۴) با دو ماتریس ضرایب عوامل (حاصل از اجرای تحلیل عاملی) با روش های PCA و MLE را می توان در جدول (۶) مشاهده نمود^۱.

جدول (۶): نتایج تخمین ضرایب رگرسیون مقطعی (۴) برای تخمین صرف ریسک عوامل با روش های PCA و MLE

	PCA Method			MLE Method		
	coefficients	t	Sig.	coefficients	t	Sig.
λ_0	۲,۴۹۱۸۱	۱,۸۰۹۹۶	۰,۰۸۵۳۶	۲,۶۶۷۲۴	۱,۷۶۸۵۳	۰,۰۹۲۲۲
λ_1	۱,۶۰۷۵۳	۰,۵۳۶۵۸	۰,۵۹۷۴۸	-۲,۳۷۸۹۲	-۱,۷۰۶۳	۰,۱۰۳۴۳
λ_2	۰,۴۰۰۰۴	۰,۴۲۴۴۲	۰,۶۷۵۷۹	۱,۵۱۹۱۲	۰,۶۰۸۱۳	۰,۵۴۹۹۵
λ_3	۰,۰۷۵۸۹	۰,۰۷۳۱۹	۰,۹۴۲۳۸	-۰,۷۸۸۶۷	-۰,۲۸۹۵۵	۰,۷۷۵۱۴
λ_4	۱,۰۲۵۹۴	۰,۹۲۳۳۴	۰,۳۶۶۸۳	۱,۵۹۱۴۹	۱,۰۵۱۸۵	۰,۳۰۵۴۱
λ_5	-۲,۹۰۷۷۱	-۲,۱۶۱۶۵	۰,۰۴۲۹۵	۰,۶۶۸۶۶	۰,۴۸۲۳۱	۰,۶۳۴۸۲
λ_6	-۱,۵۴۱۷۸	-۱,۱۹۹۸۲	۰,۲۴۴۲۳	-۰,۳۷۵۷۱	-۰,۲۲۴۳۸	۰,۸۲۴۷۴
λ_7	-۲,۴۰۱۵۹	-۱,۴۳۷۶۹	۰,۱۶۵۹۸	۰,۸۸۲۷۷	۰,۵۳۵۱۵	۰,۵۹۸۴۵
λ_8	۰,۷۹۱۵۵	۰,۵۲۹۰۲	۰,۶۰۲۶۱	-۲,۸۰۳۰۴	-۱,۵۰۳۰۷	۰,۱۴۸۴۵
λ_9	۱,۳۰۳۸۱	۰,۸۲۸۲۴	۰,۴۱۷۳۱	-۱,۳۱۲۷۴	-۰,۶۰۴۷	۰,۵۲۹۱۴
	Adjusted R Square	F	Sig.	Adjusted R Square	F	Sig.
	۰,۱۷۶۰۷	۱,۶۸۸۵۶	۰,۱۵۷۵۹	۰,۰۶۱۱۸	۱,۲۰۹۹۸	۰,۳۴۲۴۰

بررسی نتایج آزمون فرضیه دوم بر اساس ضرایب رگرسیون مقطعی (۴) در جدول (۵) نشان می دهد که با روش PCA تنها عامل پنجم از عوامل ۹ گانه، از نظر آماری در سطح ۹۰ درصد

۱. پیش از اجرای رگرسیون (۴)، به منظور اطمینان از نبود همخطی بین متغیرهای مستقل، همبستگی پیرسون عناصر درون هر دو ماتریس ضرایب محاسبه شد. بدون توجه به علامت، بیشترین مقادیر همبستگی بین متغیرهای اول و هفتم مقدار ۰/۵۰۵- (در روش PCA) و بین متغیرهای سوم و ششم مقدار ۰/۳۵۷- (در روش MLE) به دست آمد. که موید همبستگی شدید بین متغیرهای مستقل در رگرسیون (۴) نیست.

معنادار، و با روش MLE هیچ یک از فاکتورهای حاصل از تحلیل عاملی معنی دار نمی باشد. ضمن آن که آماره F در هر دو وضعیت نشان از غیر قابل اعتماد بودن کلیت رگرسیون دارد. این نتایج نشان می دهد که بازده سهام در بورس تهران طبق نظریه قیمت گذاری آربیتراژ متأثر از چند عامل نیست.

آزمون آربیتراژ با فاکتورهای اقتصادی

با توجه به نتایج ضعیف آزمون آربیتراژ با روش تحلیل عاملی، مدل آربیتراژ با روش فاکتورهای اقتصادی نیز آزمون شد^۱. برای این منظور، پنج فاکتور اقتصادی^۲ زیر برای آزمون مورد استفاده قرار گرفت^۳:

۱. نرخ تورم (بر اساس شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری کشور)
۲. نرخ ارز (دلار آمریکا)
۳. شاخص قیمت جهانی نفت
۴. ارزش صادرات گمرکی
۵. ارزش واردات گمرکی

نتایج آزمون آربیتراژ با روش فاکتورهای اقتصادی

نتیجه اجرای اولین مرحله پدید آمدن وزن ۵ فاکتور اقتصادی در شکل گیری بازده سهم ۳۰ شرکت است که نتایج حاصله را می توان در جدول (۷) مشاهده نمود^۴.

۱. این روش نیز همانند روش تحلیل عاملی در دو مرحله انجام می شود. مشابه روش تحلیل عاملی، ابتدا باید بتای عوامل را با استفاده از داده های واقعی مربوط به فاکتورهای اقتصادی به کمک رگرسیون سری زمانی (۳) تخمین زد. سپس، از β های محاسبه شده برای تخمین صرف ریسک هر یک عوامل در رگرسیون مقطعی (۴) استفاده می شود. این جا نیز روش استدلال همانند قبل است. اگر بیش از یکی از λ ها معنی دار شوند، به معنی تأیید آربیتراژ خواهد بود.

۲. برای هم مقیاس بودن همه عوامل، ارزش صادرات، واردات، و نرخ ارز به نرخ رشد تبدیل شدند.

۳. با توجه به این که بازده سهام شرکت های تحت بررسی به صورت ماهانه مورد استفاده قرار گرفته است، لازم است داده های عوامل اقتصادی نیز به صورت ماهانه جمع آوری گردد. این محدودیت و محدودیت های دیگر نظیر عدم وجود برخی از داده های اقتصادی در دوره تحت بررسی و نیز نتیجه ضعیف در آزمون آربیتراژ باعث گردید تا فقط از پنج عامل اقتصادی در آزمون مجدد آربیتراژ استفاده شود.

۴. از آنجا که نتایج این مرحله مستقیماً آزمون نمی شوند، بلکه در رگرسیون (۴) مورد استفاده قرار می گیرند، معنی داری ضرایب ارائه نشده است. همچنین، به منظور کنترل خود همبستگی احتمالی میان داده ها، آماره Durbin Watson ارائه شده است. مقادیر DW جدول (۷) نشان می دهد که مشکل خود همبستگی وجود ندارد.

جدول (۷): ضرایب حاصل از تخمین ضرایب پنج فاکتور اقتصادی در رگرسیون سری زمانی (۳)

	DW	Inflation	Oil	Export	Import	Currency
Min.	۱,۳۷۶	-۰,۲۷۴	-۰,۲۳۰	-۰,۰۶۷	-۰,۰۶۴	-۰,۸۱۸
Q1	۱,۶۶۸	-۰,۱۳۸	-۰,۱۰۷	۰,۰۰۷	-۰,۰۳۸	-۰,۴۷۲
Q2 (Median)	۱,۸۲۳	۰,۰۷۹	-۰,۰۵۳	۰,۰۲۴	-۰,۰۰۳	-۰,۲۷۷
Q3	۱,۹۷۰	۰,۳۶۶	۰,۰۱۷	۰,۰۵۳	۰,۰۲۴	-۰,۱۲۲
Max.	۲,۱۹۳	۰,۷۲۴	۰,۱۷۴	۰,۱۱۱	۰,۰۶۷	۰,۶۱۳

در گام دوم با استفاده از نتیجه تخمین ضرایب در مرحله پیشین، و متوسط بازده ماه‌های زوج شرکت‌ها رگرسیون (۴) اجرا شد که نتایج آن در جدول (۸) نشان داده شده است.

جدول (۸): نتایج تخمین ضرایب رگرسیون (۴) با روش فاکتورهای اقتصادی برای آزمون APT

	Coefficients	t	Sig.
Constant	۳,۲۶۳۹۳	۱۱,۰۱۸۴۴	۰,۰۰۰۰
Inflation	۰,۰۳۴۸۶	۰,۰۴۳۶۵	۰,۹۶۵۵۴
Oil	۲,۰۰۱۰۳	۰,۹۰۹۰۹	۰,۳۷۲۳۴
Export	-۲,۰۶۵۴۹	-۰,۳۸۵۹۸	۰,۷۰۲۹۲
Import	۱۲,۰۳۹۲۳	۲,۰۴۹۱۴	۰,۰۵۱۵۳
Currency	-۰,۳۱۰۷۲	-۰,۵۵۸۱۶	۰,۵۸۱۹۱
	Adjusted R Square	F	Sig.
	۰,۱۰۰۵۱	۱,۶۴۸۱۰	۰,۱۸۵۶۶

نتایج جدول (۸) نشان می‌دهد که هیچ یک از عوامل کلان اقتصادی مورد آزمون، از نظر آماری در سطح ۹۵٪ اطمینان معنادار نمی‌باشد. ضمن آن که آماره F هم حاکی از بی‌اعتبار بودن کلیت رگرسیون است. به عبارت دیگر با این روش نیز نتایج روش تحلیل عاملی برای آزمون APT تکرار می‌شود و می‌توان گفت تبیین بازده اوراق بهادار با توجه به ریسک آنها در بازار سرمایه ایران بر مبنای الگوی آربیتراژ تأیید نمی‌گردد.

آزمون فرضیه سوم (مقایسه مدل‌ها)

اگرچه با توجه به عدم تأیید آربیتراژ، مقایسه دو مدل چندان ضروری به نظر نمی‌رسد؛ به منظور اطمینان بیشتر از درستی نتایج آزمون‌های قبلی اقدام به مقایسه دو مدل شد. مقایسه دو مدل بر اساس مطالب

عنوان شده در روش آزمون فرضیه‌ها با روش تحلیل پسماندهای دو مدل است که پس از اجرای رگرسیون‌های مربوط به آزمون APT و CAPM، ذخیره شده است. نتایج حاصل از اجرای رگرسیون‌های (۵) و (۶) در جداول (۹) و (۱۰) نشان داده شده است.

جدول (۹): نتایج تخمین گرسون (۵) برای مقایسه دو مدل با استفاده از روش‌های PCA و MLE

PCA Method						
	Coefficients	t	Sig.	Adjusted R Square	F	Sig.
Constant	۰,۶۱۹۵۸	-۱,۳۱۱۸	۰,۲۰۰۲	۰,۰۴۳۷۹	۲,۳۲۸۱	۰,۱۳۸۳
γ_1	۰,۶۵۳۸۷	۱,۵۲۵۸	۰,۱۳۸۳			
MLE Method						
	Coefficients	t	Sig.	Adjusted R Square	F	Sig.
Constant	-۰,۵۱۳۶۱	-۱,۰۰۲۳	۰,۳۲۴۸	۰,۰۱۲۲۴	۱,۳۵۹۲	۰,۲۵۳۵
γ_1	۰,۵۴۲۰۳	۱,۱۶۵۹	۰,۲۵۳۵			

جدول ۹ نشان می‌دهد که اجزای سازنده CAPM در هیچ یک از دو حالت نتوانسته است پسماندهای APT را توضیح دهد. نه تنها ضرایب متغیرها معنی‌دار نیستند، بلکه آماره F نیز معنی‌دار نشده است. این نتیجه قدری ناسازگار با نتیجه بخش اول و نیز ناسازگار با نتیجه فرضیه دوم است. چون فرضیه دوم تأیید نشد، انتظار می‌رفت که بتوان با اجزای CAPM پسماندهای APT را توضیح داد که چنین نشده است.

جدول (۱۰): نتایج تخمین گرسون (۶) برای مقایسه دو مدل با استفاده از روش‌های PCA و MLE

	PCA Method			MLE Method		
	Coefficients	t	Sig.	Coefficients	t	Sig.
λ_0	۰,۳۶۷۳۹	۰,۳۰۳۸۰	۰,۷۶۴۴۱	۰,۶۳۸۶۶	۰,۴۶۲۸۰	۰,۶۴۸۵۱
λ_1	-۰,۴۸۰۴۵	-۰,۱۸۳۰۰	۰,۸۵۶۹۷	-۲,۰۶۵۰۳	-۱,۶۱۸۷۰	۰,۱۲۱۱۸
λ_2	۱,۷۳۵۹۴۹	۲,۰۹۶۸۰	۰,۰۴۸۹۳	۰,۵۴۳۰۵	۰,۲۳۷۶۰	۰,۸۱۴۶۳
λ_3	-۰,۴۶۳۳۷	-۰,۵۰۹۰۰	۰,۶۱۶۴۵	-۲,۰۱۱۶۲	-۰,۸۰۷۱۰	۰,۴۲۹۱۰
λ_4	۰,۱۶۸۸۸۹	۰,۱۷۳۰۰	۰,۸۶۴۳۶	-۰,۸۲۲۰۴	-۰,۵۹۳۸۰	۰,۵۵۹۳۴
λ_5	-۳,۱۳۰۳۳	-۲,۶۴۹۰۰	۰,۰۱۵۳۹	۱,۱۳۳۴۵	۰,۸۹۳۵۰	۰,۳۸۲۲۲
λ_6	-۱,۱۰۹۷۳	-۰,۹۸۳۰۰	۰,۳۳۷۲۶	-۱,۱۳۶۱۵	-۰,۷۴۱۵۰	۰,۴۶۶۹۹
λ_7	-۲,۳۴۳۱۷	-۱,۵۹۷۰۰	۰,۱۲۵۹۵	۰,۰۲۳۶۶	۰,۰۱۵۷۰	۰,۹۸۷۶۵
λ_8	-۰,۱۷۴۶۷	-۰,۱۳۳۰۰	۰,۸۹۵۶۰	-۲,۵۹۷۴۲	-۱,۵۲۲۱۰	۰,۱۴۳۶۳
λ_9	۱,۷۷۶۲۱	۱,۲۸۴۶۰	۰,۲۱۳۶۲	-۲,۳۵۳۳۲	-۱,۲۵۴۸۰	۰,۲۲۴۰۳
	Adjusted R Square	F	Sig.	Adjusted R Square	F	Sig.
	۰,۲۵۳۸۹	۲,۰۹۶۵۰	۰,۰۸۰۶۰	۰,۰۷۷۳۹	۱,۲۷۰۲۹	۰,۳۱۱۳۱

جدول (۱۰) نشان می‌دهد که ضرایب فاکتورهای دوم و پنجم در روش PCA معنی‌دار هستند و آماره F نیز در سطح ۹۰ درصد معنی‌دار است. این نتایج به این معنی است که عوامل آربیتراژ توانسته‌اند پسماندهای CAPM را توضیح دهند که با نتایج قبلی سازگار نیست.

آزمون مقایسه دو مدل: بررسی بیشتر

به دلیل نتایج ناسازگار با تحقیقات قبلی و به منظور اطمینان بیشتر، فرضیه سوم تحقیق با ترکیب کردن دو مدل به منظور یافتن مدل برتر (کاربردی‌تر) آزمون شد. استدلال چنین است که هرگاه دو رابطه توصیف‌کننده پدیده واحدی باشند، برای یافتن مدل ارجح می‌توان متغیرهای مستقل دو مدل را همزمان به عنوان متغیر مستقل و پدیده واحد تحت بررسی را به عنوان متغیر وابسته در یک مدل ادغام

کرد. ضریب هر کدام از متغیرهای مستقل که معنی دار گردد، نشان دهنده مدل ارجح است.^۱ (ابریشمی، ۱۳۷۲، ۵۳۳).

از آنجا که در رگرسیون‌های اجرا شده برای آزمون مدل CAPM و APT، متغیر وابسته میانگین بازده ماه‌های زوج شرکت‌ها می‌باشد، لذا برای اجرای رگرسیون مربوطه (رگرسیون مربوط به ترکیب دو الگو) کافی است ضرایب عوامل ناشی از اجرای تحلیل عاملی (با هردو روش PCA و MLE) و β ‌های مربوط به هر شرکت به عنوان متغیرهای مستقل و متوسط بازده ماه‌های زوج β_0 شرکت نمونه همزمان در یک مدل به رگرسیون گذاشته شوند. نتایج حاصل در جدول (۱۱) قابل مشاهده است.

جدول (۱۱): نتایج رگرسیون ترکیبی دو مدل (۲) و (۴) با استفاده از روش‌های PCA و MLE

	PCA Method			MLE Method		
	Coefficients	t	Sig.	Coefficients	t	Sig.
Beta	۳,۱۳۴۸۱	۳,۳۲۶۳۹	۳۵۵...۰	۲,۸۷۹۵۱	۲,۴۸۹۴۰	۰,۰۲۲۲۰
λ_0	۱,۸۹۲۶۰	۱,۶۶۴۲۲	۰,۱۱۲۴۷	۲,۳۴۵۹۸	۱,۷۳۸۰۰	۰,۰۹۸۴۰
λ_1	-۳,۸۲۶۹۸	-۱,۳۰۲۰۰	۰,۲۰۸۴۹	-۱,۶۲۸۴۷	-۱,۲۷۱۴۰	۰,۲۱۸۰۰
λ_2	۳,۸۷۷۰۸	۲,۹۸۸۰۳	۰,۰۰۷۵۶	-۰,۸۱۴۴۴	-۰,۳۳۷۳۰	۰,۷۳۹۶۰
λ_3	-۱,۳۲۷۶۷	-۱,۴۰۴۹۰	۰,۱۷۶۲۰	-۳,۷۱۲۴۹	-۱,۳۷۷۰۰	۰,۱۸۴۵۰
λ_4	-۱,۲۰۴۸۲	-۱,۰۶۸۷۰	۰,۲۹۸۶۱	-۴,۱۷۸۷۵	-۱,۵۵۸۴۰	۰,۱۳۵۶۰
λ_5	-۳,۴۸۷۱۳	-۳,۱۳۹۱۰	۰,۰۰۵۴۰	۱,۷۷۹۸۷	۱,۳۵۵۲۰	۰,۱۹۱۲۰
λ_6	-۰,۴۱۷۲۶	-۰,۳۷۸۹۰	۰,۷۰۸۹۶	-۲,۱۹۳۷۶	-۱,۳۲۰۸۰	۰,۲۰۲۳۰
λ_7	-۲,۲۴۹۵۴	-۱,۶۵۰۲۰	۰,۱۱۵۳۴	-۱,۱۷۱۱۷	-۰,۶۹۴۹۰	۰,۴۹۵۵۰
λ_8	-۱,۷۲۳۲۹	-۱,۲۰۰۴۰	۰,۲۴۴۷۳	-۲,۳۱۱۴۵	-۱,۳۸۱۵۰	۰,۱۸۳۲۰
λ_9	۲,۵۳۳۳۶	۱,۸۹۶۱۱	۰,۰۷۳۲۶	-۳,۸۰۰۵۶	-۱,۸۲۵۷۰	۰,۰۸۳۷۰
Adjusted R Square			F	Adjusted R Square		
۰,۴۵۱۸۹			۳,۳۹۰۹۷	۰,۲۵۴۸۲		
			Sig.			
			۰,۰۱۰۶۳			
				F		
				۱,۹۹۱۶۶		
				Sig.		
				۰,۰۹۴۲۰		

۱. این روش بر اساس مدل سنت لوئیس اجرا می‌شود. برای مطالعه بیشتر می‌توان به کتاب مبانی اقتصادسنجی تألیف دامودار گجراتی، ترجمه حمید ابریشمی مراجعه کرد.

با مروری بر نتایج حاصل از اجرای ترکیبی دو مدل که در جدول (۱۱) آمده است می توان گفت که مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای با توجه به معنادار بودن ضرایب و بهبود ضریب تعیین رگرسیون اجرا شده بر مدل آربیتراژ برتر است. البته معنادار شدن ضرایب فاکتورهای دوم و پنجم در شیوه PCA (علاوه بر بتای مربوط به مدل CAPM) بر خلاف نتایج قبلی از مدل قیمت گذاری آربیتراژ حمایت می کند. اما از آنجا که در هیچ یک از آزمون های قبلی نتایج محکمی در حمایت از آربیتراژ به دست نیامد، لذا آربیتراژ را نمی توان پذیرفت.

تجزیه و تحلیل حساسیت

نتایج ناسازگار این تحقیق می توانست به دلیل روش های محاسباتی یا متاثر از نمونه باشد. دلیل انجام آزمون های آربیتراژ و آزمون های مقایسه دو مدل با روش های متعدد این بود که اگر نتایج به روش خاصی حساس هستند، روشن شود. اما استفاده از روش های متفاوت نشان داد که نتایج ناسازگار به دست آمده به روش های آماری به کار رفته حساس نیستند. با این وجود، برای اطمینان بیشتر از پایداری نتایج، به نمونه تردید کردیم، با این استدلال که شاید نتایج به نمونه گردآوری شده حساس باشد. برای اطمینان از این وضعیت، تمامی آزمون های انجام شده بار دیگر با تعویض جای ماه های زوج و فرد انجام شد. اما در نتایج تغییر مشهودی رخ نداد. همچنین بار دیگر آزمون های مقایسه مدل ها را با کل ۱۳۲ ماه نمونه اجرا شد که نتایج تغییر چندانی نداشت.

خلاصه و نتیجه گیری

در این تحقیق هر یک از مدل های قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای (CAPM) و قیمت گذاری آربیتراژ (APT) با استفاده از داده های بورس تهران به صورت تجربی آزمون شدند. آزمون CAPM، نشان داد که تغییرات بازدهی سهام را می توان بر حسب ریسک سیستماتیک بیان کرد که موید اعتبار تجربی مدل در ایران است، این نتیجه تحقیق مبنی بر تائید و برتری نسبی CAPM، با نتایج بسیاری از تحقیقات ایرانی همچون پیر صالحی (۱۳۷۳)، شفیع زاده (۱۳۷۵)، حنیفی (۱۳۷۶)، و ظریف فرد و قائمی (۱۳۸۲) ناسازگار است.

از سوی دیگر، آزمون APT با استفاده از دو رویکرد تحلیل عاملی و رویکرد فاکتورهای اقتصادی انجام شد. سازگار با نتایج محسنی دمنه (۱۳۸۶)، نتایج این بخش نتوانست تاثیر بیش از یک عامل بر بازدهی سهام را نشان دهد و لذا اعتبار تجربی APT در ایران تردید پذیر است. این در حالی است که

برخی تحقیقات ایرانی انجام شده، همچون رهنمای رودپشتی و مرادی (۱۳۸۴)، شواهدی دال بر وجود بیش از یک عامل اقتصادی موثر بر تبیین بازده سهم در تائید APT ارائه کرده‌اند.

علاوه بر آزمون جداگانه هر یک از دو مدل، به منظور تعیین برتری هر یک از مدل‌ها نسبت به دیگری، آزمون‌های لازم برای مقایسه دو مدل نیز انجام گردید. نتایج مقایسه دو مدل با استفاده از روش پسمانده‌های دو مدل، و روش ترکیب دو مدل نتوانست به روشنی برتری CAPM بر APT را نشان دهد. این نتیجه با نتیجه گزارش شده از سوی محسنی دمنه (۱۳۸۶) تا حدی سازگار است.

اگر چه روش‌های آزمونی و آماری این تحقیق اعتبار لازم را داشته‌اند و تجزیه و تحلیل حساسیت نیز انجام شد، اما نتایج این تحقیق با نتایج بیشتر تحقیقات داخلی ناسازگار است. لذا، احتمال دارد که نتایج به اندازه نمونه حساس باشند. از این رو، به عنوان سرخطی برای تحقیقات بعدی اجرای همین روش‌ها با نمونه‌های بزرگ‌تر توصیه می‌گردد.

منابع و مأخذ:

۱. حنیفی، فرهاد. (۱۳۷۶). کارایی مدل ارزشیابی دارایی های سرمایه ای در بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده معارف اسلامی و مدیریت.
۲. شفیع زاده. (۱۳۷۵). ارتباط بین ریسک سیستماتیک (بتا) و بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.
۳. ظریف فرد، احمد و قائمی، حسین. (۱۳۸۲). "آزمون تجربی مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای در بورس اوراق بهادار ایران" نشریه علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، دوره نوزده، شماره ۲، بهار. ۴۱-۵۳.
۴. پیر صالحی، مجتبی. (۱۳۷۲). بررسی ریسک و ارتباط آن با بازده در بازار بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان.
۵. جوکار تنگ کرمی، ایمان. (۱۳۸۵). آزمون نظریه قیمت گذاری آربیتراژ (APT) در بورس اوراق بهادار ایران، موسسه عالی آموزش و پژوهش سازمان مدیریت و برنامه ریزی.
۶. راعی، رضا و تلنگی، احمد. (۱۳۸۳). مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته، انتشارات سمت، چاپ اول، زمستان.
۷. رهنمای رود پشتی، فریدون و مرادی، محمدرضا. (۱۳۸۴). بررسی چگونگی ساز و کار قیمت گذاری آربیتراژ (APT) با استفاده از تحلیل عاملی در بورس اوراق بهادار تهران، فصل نامه تحقیقات مالی، شماره ۱۹، بهار و تابستان.
۸. قره باغیان، مرتضی و نصرالهی، زهرا. (۱۳۷۹). بررسی مبانی تئوریک و کاربرد الگوی قیمت گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران، فصل نامه علمی _ پژوهشی مدرس، دوره ۴، شماره ۲.
۹. گجراتی، دامودار. (۱۳۷۲). مبانی اقتصاد سنجی (جلد دوم)، ترجمه دکتر حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ اول.
۱۰. محسنی دمنه، قاسم. (سال تحصیلی ۸۶-۱۳۸۵). مقایسه مدل قیمت گذاری آربیتراژ با مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای در بازار سرمایه ایران، دانشگاه آزاد اسلامی - واحد علوم و تحقیقات.

11. Berges-Lobera, Angel. (1981). "An Empirical Study on International Asset Pricing Models and Capital Market Integration." Working paper, Universidad Autonoma de Madrid.
12. Black, F., Jensen, M. & Scholes, M. (1972). The Capital Asset Pricing Model: some empirical tests. Studies in the Theory of Capital Markets. Praeger Publishers: New York.
13. Cagnetti Arduino (2002), "Capital Asset Pricing Model & Arbitrage Pricing Theory in The Italian Stock Market: an Empirical Study", working paper, Available at www.Era.lib.ed.ac.uk
14. Chen, Nai-Fu, (1983), "Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage Pricing", Journal of Finance, no. 38.
15. Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, "The Cross-Section of Expected Stock Returns," Journal of Finance 47 (1992): 427-465.
16. Gehr, Adam Jr., "Some Tests of the Arbitrage Pricing Theory." Journal of the Midwest Finance Association 7 (1978): 91-106.
17. Pari, Robert. A. and Chen, Son-Nan (1984). "An Empirical Test of Arbitrage Pricing Theory." Journal of Financial Research, pp.121-130.
18. Roll, Richard; Ross, Stephen (1980). "An empirical investigation of the arbitrage pricing theory". Journal of Finance 35 (5): 1073-1103.
19. Wei, K. C. John, (1988), "An Asset Pricing Theory Unifying the CAPM and APT", Journal of Finance, no. 43 pp.881-892.