پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران
سال هفتم، شماره 25، زمستان 1396، صفحات 94-61

آزمون قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی در شرکت‌های بخش شیمیایی و پتروشیمی: مقایسه الگوهای عاملی

رضا طالبلو [1]
حسین شیخی هابیل [2]

تاریخ دریافت:1396/10/30 تاریخ پذیرش:1397/06/20

چکیده:
هدف از این مقاله آزمون الگوی قیمت گذاری CAPM و APT برای قیمت‌گذاری شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی فعال در بورس اوراق بهادار تهران است. در این راستا از داده‌های فصلی مربوط به بازده سهام 18 شرکت شیمیایی و پتروشیمی فعال در بورس اوراق بهادار و برخی متغیرهای مهم اقتصاد کلان به عنوان عوامل ریسک در دوره 1395-1386 استفاده شده است. ابتدا الگوی CAPM با استفاده از آزمون سری زمانی GRS و سپس با استفاده از آزمون فاما و مک‌بث مورد آزمون قرار گرفته است. سپس الگوی عاملی برای آزمون APT با استفاده از عواملی شامل نرخ ارز، بازده کل بورس، بازده قیمت نفت، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی، مازاد بازده بدون ریسک، نرخ تورم، ریسک دارایی‌ها، نوسانات تولید ناخالص داخلی، عامل اندازه (SMB) و عامل تحریم بررسی شده است. نتایج الگوی CAPM حاکی از عدم برقراری این آزمون در بازار سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی است. و همچنین نتایج تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT) حاکی از برقراری این آزمون در بازار سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی است. متغیرهای نرخ ارز، بازده کل بورس، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی و مازاد بازده بدون ریسک معنادار و منابع ریسک سیستماتیک در بازار سهام صنعت پتروشیمی هستند.

طبقه‌بندی JEL: G12

کلیدواژه‌ها: قیمت‌گذاری بر اساس APT، الگوی CAPM، آزمون GRS، آزمون فاما و مک‌بث، شرکت‌های پتروشیمی و شیمیایی

---

1. استادیار و عضو هئیت علمی گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی(نویسنده مسئول)
talebloo.r@gmail.com

2. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی
Hosseinsheikhi1992@gmail.com

1. مقدمه

در حال حاضر بیش از 22 درصد از کل ارزش بازار سهام در بازار سرمایه طی سال‌های 1393 تا 1395 در اختیار شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار بوده است. (سازمان بورس اوراق بهادار، گزارش های عملکرد ماهانه دی ماه 95). همچنین صنایع شیمیایی و پتروشیمی از جمله صنایع اشتغال‌زا در ایران هستند که تأمین‌کننده نهاده تولیدی برای سایر بخش‌های صنعتی، به عنوان موتور محرک اقتصادی، برای رسیدن به رشد اقتصادی هستند به طور کلی با تکیه بر تولیدات بخش شیمیایی و پتروشیمی می‌توان از طریق افزایش صادرات زمینه را برای دستیابی به رشد اقتصادی بیشتر فراهم نمود.

بررسی و ارزیابی عوامل و متغیرهای که بر قیمت سهام این شرکت‌ها اثر گذار است بسیار اهمیت دارد. این اهمیت به چند دلیل باز می‌گردد:

الف- به طور کلی در بورس اوراق بهادار، قیمت سهام متأثر از عملکرد اقتصادی شرکت‌ها، شرایط اقتصادی و سیاسی کشور و سایر عوامل دیگر است. از آنجا که قیمت و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تحت تاثیر عوامل مربوط به شرکت، عوامل اقتصادی، عوامل روانی و ... می‌باشد (صمدی و همکاران، 1386) بنابراین نوسانات این متغیرها و بی‌ثباتی آن‌ها در طول زمان بر تصمیمات آحاد اقتصادی و پیش‌بینی‌های اقتصادی و مالی شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران اثر می‌گذارد. بنابراین مشخص بودن تأثیرات متغیرهای موثر بر سود و بازده سهام (به عنوان دو شاخص مهم عملکرد شرکت‌ها) می‌تواند راهگشایی برای سرمایه‌گذاران جهت برنامه‌ریزی آتی باشد.

ب- با توجه به تحولات فزاینده در بورس اوراق بهادار ایران و سیاست‌های کلان اقتصادی ایران از جمله عوامل اصلی و اثر گذار بر شرایط حاکم بر این بازار می‌باشند، ضرورت اتخاذ نگاهی ژرف به تأثیر روند تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی بر روی بازده سهام، بیش از پیش باید مورد توجه قرار گیرند.

ج- از منظر پیشینه مطالعاتی، به طور کلی وجود ارتباط پویا میان متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام بطور گسترده مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. به عنوان نمونه در اغلب مطالعات خارجی رابطه میان متغیرهای اقتصاد کلان و بازدهی سهام مورد تأیید قرار گرفته است. برای مثال می‌توان به مطالعات فاما[1](1990-1981)، فاما و فرنچ[2](1989) و اسکورت[3](1990) اشاره کرد.

در پی دلایل یادشده در این پژوهش، الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی قیمت‌گذاری آربیتراژ با استفاده از طیف گسترده‌ای از عوامل کلان اقتصادی و مالی نظیر نرخ ارز واقعی، بازده کل بورس، بازده قیمت نفت، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی، مازاد بازده بدون ریسک، نرخ تورم، ریسک دارایی‌ها، نوسانات تولید ناخالص داخلی، عامل اندازه(SMB)[4] و عامل تحریم بر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی در بورس اوراق بهادار مورد توجه و بررسی قرار گرفته است.

واکاوی هدف یادشده می‌تواند به چند پرسش کلیدی در این پژوهش پاسخ دهد. الف: آیا مدل CAPM[5] می‌تواند بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی را با توجه به ریسک آن توضیح دهد؟. ب: آیا مدل APT[6] می‌تواند بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی را با توجه به ریسک آن توضیح دهد؟. بر این اساس، برای پاسخ به پرسش‌های یادشده، این مقاله در پنج بخش به ترتیب سازماندهی شده است. در بخش اول مقدمه ارائه شده است. بخش دوم به مبانی نظری الگوهای قیمت‌گذاری داریی‌ها شامل الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای CAPM و الگوی قیمت‌گذاری مبتنی بر آربیتراژ APT و پیشینه پژوهش اختصاص دارد. بخش سوم، داده‌های مورد استفاده در پژوهش معرفی شده‌اند. در بخش چهارم روش‌شناسی آزمون‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها پرداخته شده

1. Fama. (1981-1990)
2. Fama and French. (1989)
3. schwert. (1990)
4. Small Minus Big
5. Capital Asset Pricing Model
6. Arbitrage Pricing Theory

است. در ادامه بخش چهارم، به برآورد و آزمون هر یک از الگوها پرداخته شده است. نهایتاً بخش پنجم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

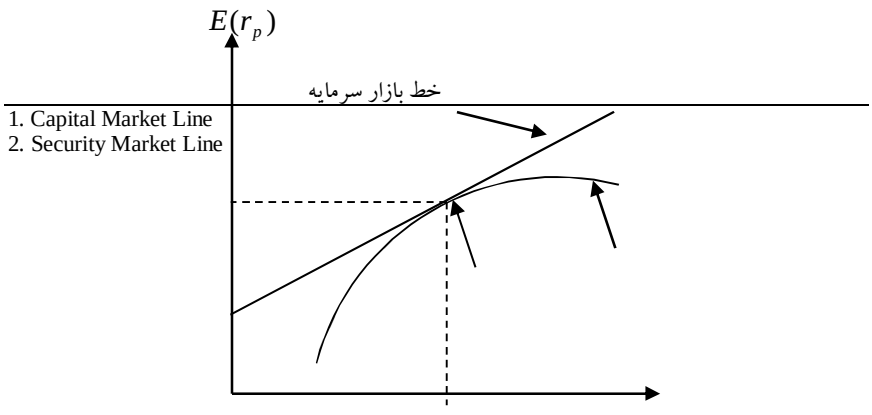
2. مبانی نظری الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌ها

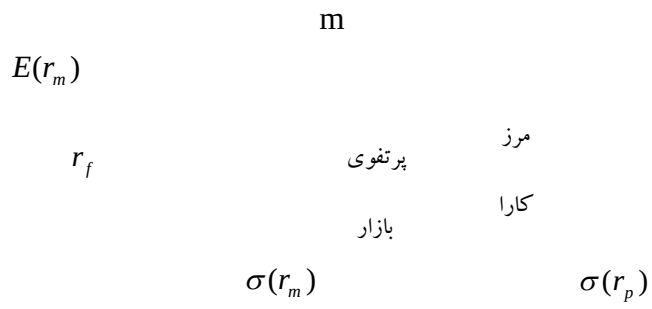
مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مدلی تعادلی برای قیمت‌گذاری دارایی‌هاست که از مجموعه‌ای از فروض استخراج می‌شود. (فابوزی[1] و همکاران، 2011) گرچه، بعضی از این فروض غیرواقعی به نظر می‌رسند، با وجود این، استفاده از آن‌ها موضوعات مهم را از منظر ریاضی ساده‌سازی می‌کند. با این‌حال، آنچه مهم است بینش حاصل از این نظریه و نحوهٔ استفاده از آن در عمل می‌باشد. برای فهم بهتر استخراج فرمول این مدل، ابتدا 6 فرض پایه‌ای آن ارائه می‌شود. این فرض‌ها عبارتند از: فرض1: سرمایه‌گذاران تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را بر اساس بازده‌های انتظاری و واریانس بازده‌ها طبق الگوی مارکوویتز در مورد متنوع‌سازی سبد دارایی شکل می‌دهند. فرض 2: سرمایه‌گذاران عقلایی رفتار می‌کنند و ریسک‌گریز هستند. فرض 3: تمام سرمایه‌گذاران برای دورهٔ زمانی مشابهی سرمایه‌گذاری می‌کنند. فرض 4: انتظارات سرمایه‌گذاران در مورد بازدهی انتظاری و واریانس بازدهٔ تمامی دارایی‌ها یکسان است. فرض 5: یک دارایی بدون ریسک وجود دارد و سرمایه‌گذاران می‌توانند در نرخ بدون ریسک هر میزان که مایل هستند وام بگیرند یا وام بدهند. فرض 6: بازارهای سرمایه کاملاً رقابتی و بدون اصطکاک‌اند. چهار فرض اول به روش تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران مربوط است و دو فرض آخر به ویژگی‌های بازار سرمایه مربوط است.

2-1-1. استخراج خط بازار سرمایه

1. Fabozzi et al. (2011)

عناصر سازندهٔ مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شامل خط بازار سرمایه[1] و خط بازار ورقهٔ بهادار[2] است. در این بخش، بر استخراج خط بازار سرمایه تمرکز می‌شود (فابوزی و همکاران، 2011). تحت فرض انتظارات همگن (فرض 4) و فرض وجود یک دارایی بدون ریسک (فرض 5)، مرز کارای سبدهای سرمایه‌گذاری برای تمامی سرمایه‌گذاران یکسان است. این مرز از طریق خط گذرنده از $(0, r_f)$ و $[\sigma(r_m), E(r_m)]$ در نمودار (1) مشخص شده است، که در آن m سبد مرزی منحصر به فرد و مماس بر خطی است که از $(0, r_f)$ شروع می‌شود. چراکه، هر سرمایه‌گذار، مرز سبدهای ریسکی در دسترس را طوری مشاهده می‌کند که گویی برای تمامی افراد مکان دقیقاً یکسانی روی نمودار دارد و بنابراین تمامی سرمایه‌گذاران ترکیبی از دارایی بدون ریسک و سبد m، مشتمل بر دارایی‌های ریسکی را خواهند خرید. با این‌حال، سهم دارایی بدون ریسک و سبد m بسته به نگرش یک سرمایه‌گذار خاص نسبت به ریسک، تعیین می‌شود. در نتیجه ممکن است، ترکیب ریسک- بازدهٔ خاصی که توسط یک سرمایه‌گذار معین انتخاب می‌شود متفاوت از ترکیب انتخابی سرمایه‌گذار دیگر باشد. اما تمامی سرمایه‌گذاران ترکیبی از دارایی بدون ریسک و سبد بازاری m را انتخاب می‌کنند. سبدهای انتخاب شده روی خط مستقیمی قرار دارند و روی این خط و در سمت راست m در نرخ بدون ریسک وام می‌گیرند و هر دو مقدار مربوط به سرمایهٔ اولیه و وجوه وام گرفته شده را در سبد مماس سرمایه‌گذاری می‌کنند .





نمودار(1) خط بازار سرمایه (فابوزی و همکاران، 2011)

سبد مماس که شامل دارایی‌های ریسکی است، به‌عنوان سبد دارایی بازار شناخته می‌شود.

خطی که تمامی ترکیبات ممکن در سبد را نشان می‌دهد خط بازار سرمایه نامیده می‌شود. این خط، سبد بهینهٔ تعادلی منتخب سرمایه‌گذار را نشان می‌دهد. شیب این خط قیمت بازاری هر واحد ریسک[1] نامیده می‌شود که طبق نمودار (1) قیمت مذکور به‌صورت معادلهٔ (1) می‌باشد.

$$\text{شیب} = \frac{E(r_m) - r_f}{\sigma(r_m)} \qquad (1)$$

که در آن $E(r_m) =$ بازدهٔ انتظاری سبد بازاری؛ $r_f =$ نرخ بازدهٔ بدون ریسک؛ $\sigma(r_m) =$ انحراف معیار بازده بازار. با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، رابطهٔ میان ریسک و بازدهٔ سبد انتخابی هر سرمایه‌گذار را می‌توان به‌صورت معادلهٔ (2) نوشت:

$$E(r_f) = r_f + [\frac{E(r_m) - r_f}{\sigma(r_m)}]\sigma(r_p) \qquad (2)$$

که در آن $E(r_p) =$ بازدهٔ انتظاری سبد هر سرمایه‌گذار منفرد؛ $\sigma(r_p) =$ انحراف معیار بازدهٔ سبد سرمایه‌گذار منفرد است.

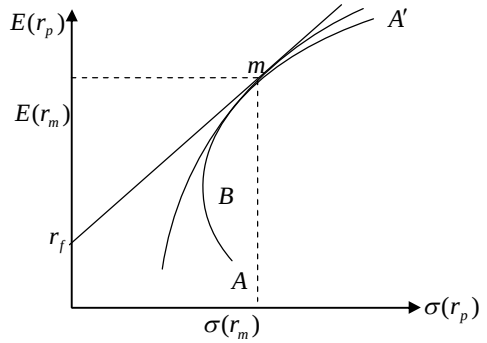
1. Market Price per unit of risk

دلالت خط بازار سرمایه این است که هرچه ریسک سبد (که به‌طور بهینه انتخاب شده است) بالاتر باشد، بازدهٔ انتظاری سبد بالاتر است.[1] علاوه بر این، ریسک هر سبد منفرد (که به‌طور بهینه انتخاب شده است) برای هر واحد ریسک به‌صورت $\frac{E(r_p) - r_f}{\sigma(r_p)}$ تعیین می‌شود که باید معادل قیمت بازاری هر واحد ریسک باشد. معیار قیمت هر واحد به‌عنوان نسبت شارپ[2] سبد دارایی نیز شناخته می‌شود که به‌دلیل پیشرو بودن ویلیام شارپ در نظریهٔ سبد، این نسبت به نام وی نامیده شده است. خط بازار سرمایه بیان می‌کند که نسبت شارپ برای هر سبدی که به‌طور بهینه توسط هر سرمایه‌گذار انتخاب شده است، مشابه سبد بازار است (به‌دلیل اینکه سبد بازار، بهترین سبد در دسترس است، نسبت سبدهای سرمایه‌گذاران منفرد نمی‌تواند بالاتر از نسبت شارپ سبد بازاری باشد). یک سرمایه‌گذار با انتخاب سبدهایی در طول خط بازار سرمایه، می‌تواند نسبت شارپ سبد بازار را به دست آورد و سبد بدتر نسبت به آن را انتخاب نخواهد کرد؛ چراکه، فرض می‌شود وی بازده را به‌ازای هر سطح معینی از ریسک حداکثر می‌کند (فابوزی و همکاران، 2011). اکنون از ایده‌های زیر بنایی خط بازار سرمایه برای استخراج رابطهٔ ریسک ـ بازدهٔ تعادلی یک دارایی منفرد استفاده می‌شود. دارایی‌هایی که بنگاه‌ها منتشر می‌کنند نوعاً به‌عنوان اوراق بهادار شناخته می‌شوند و رابطهٔ ریسک ـ بازدهٔ تعادلی اوراق بهادار انفرادی می‌تواند مبین نحوهٔ ارزشگذاری اوراق بهادار باشد. برای این منظور، ابتدا نحوهٔ تأثیرپذیری ریسک سبد بازاری از ورود j امین ورقهٔ بهادار بررسی می‌شود. در نظر بگیرید چگونه شیب مرز میانگین ـ انحراف معیار برای یک سبد شامل ورقهٔ بهادار j ام که قبلاً انتخاب شده بود و سبد بازار با تغییر نسبت سرمایه‌گذاری‌شده روی ورقهٔ بهادار j ام تغییر می‌کند. خط بازار سرمایهٔ تعادل (مرز کارای اوراق ریسکی)، ترکیبات میانگین ـ انحراف معیار را برای سبدی شامل سهم‌های بیشتر برای ورقه بهادار j ام در سبد بازاری m در نمودار (2) ترسیم می‌کند. فرض کنید w_j سهم ورقهٔ بهادار j ام در سبدی شامل آن ورقهٔ بهادار و سبد بازاری m باشد. هنگامی‌که $w = 0$ است،

2. با این حال، این جمله در سطح یک دارایی صادق نیست.

2. Sharp Ratio

تنها سبد بازاری وجود دارد (نقطهٔ m، که شامل مقدار تعادلی ورقهٔ بهادار j ام است)، حال آنکه، اگر $w=1$ باشد، سبدی شامل تنها ورقهٔ بهادار j ام وجود دارد که با نقطهٔ A در نمودار (2) نشان داده شده است. هنگامی که w مثبت و کمتر از یک است، این سبد همانند سبد بازار است، با این تفاوت که میزان بیشتری از ورقهٔ بهادار j ام در سبد لحاظ شده است که با نقطه‌ای همچون B نشان داده می‌شود. نقطهٔ $\acute{A}$ موردی است که در آن $w<0$ است و می‌توان این نقطه را به‌عنوان حالتی تفسیر کرد که همان سبد بازاری وجود دارد و تنها بخشی از سهم ورقهٔ بهادار j ام به سایر دارایی‌های سبد اختصاص داده شده است. مرز $A\acute{A}$ داخل مرز اصلی قرار دارد؛ چراکه، هر ترکیب از ورقهٔ بهادار j با سبد m، ترکیب خاصی از دارایی‌های اصلی است و نمی‌تواند بهتر از حالت اولیه باشد. با همین استدلال، افزودن سهم دارایی بدون ریسک نمی‌تواند بهتر از خط بازار سرمایهٔ اولیه باشد. از سوی دیگر، هنگامی‌که سبدm روی مرز AA' قرار دارد، ترکیب این مرز با دارایی بدون ریسک می‌تواند به نقطهٔ حداکثر اولیه برسد، بنابراین، ترکیب بهینهٔ مرز AA' با دارایی بدون ریسک نمی‌تواند تماماً وضعیت بدتری را در مقایسه با سبد بازاری داشته باشد. بنابراین مرز AA' باید در m بر خط بازار سرمایه نیز مماس باشد.



نمودار 2. مرز حاصل از ترکیب سبد بازار با دارایی دیگر(فابوزی و همکاران، 2011)

بازدهٔ انتظاری و انحراف معیار این سبد فرضی به‌نحو مندرج در رابطهٔ (3) می‌باشد:

$$E(r_p) = wE(r_j) + (1-w)E(r_m) \qquad (3)$$

$$\sigma(r_p) = [w^2\sigma^2(r_j) + 2w(1-w)\operatorname{cov}(r_j, r_m) + (1-w)^2\sigma^2(r_m)]^{\frac{1}{2}} \quad (4)$$

که در آن $\sigma(r_j)$ انحراف استاندارد ورقهٔ بهادار j

و $\operatorname{cov}(r_j, r_m)$، کوواریانس میان بازدهٔ ورقهٔ بهادار j و سبد بازار.

اکنون درصدد یافتن مقدار معادلهٔ (5) می‌باشیم:

$$\frac{\frac{\partial E(r_p)}{\partial w}}{\frac{\partial \sigma(r_p)}{\partial w}} = \frac{\partial E}{\partial \sigma} \quad (5)$$

که بده - بستان میان ریسک و بازده را در طول خط AA' در نمودار (2) اندازه‌گیری می‌کند. این یکی از بینش‌های بنیادی ناشی از کار شارپ (1964) است. این بده- بستان، بازدهٔ انتظاری دارایی‌های منفرد را به بازدهٔ انتظاری بازار مرتبط می‌کند.

با مشتق گرفتن نسبت به m داریم:

$$\frac{\partial E(r_p)}{\partial w} = E r_j - E r_m$$

و:

$$\frac{\partial \sigma(r_p)}{\partial w} = \frac{2w\sigma^2(r_j) + 2(1-w)\operatorname{cov}(r_j, r_m) - 2w\operatorname{cov}(r_j, r_m) - 2(1-w)\sigma^2(r_m)}{2\sigma(r_p)}$$

به‌ویژه در $w = 0$، داریم:

$$\frac{\partial \sigma(r_p)}{\partial w} = \frac{\operatorname{cov}(r_j, r_m) - \sigma^2(r_m)}{\sigma(r_m)}$$

عبارت فوق بر این امر دلالت دارد که شیب $A\acute{A}$ در m (یعنی w=0) عبارت است از:

$$\frac{\partial E(r_p)}{\partial \sigma(r_p)} = \frac{\sigma(r_m)[E(r_j) - E(r_m)]}{\operatorname{cov}(r_j, r_m) - \sigma^2(r_m)}$$

اکنون این شیب را با شیب خط بازار سرمایه در نقطهٔ m برابر قرار می‌دهیم، داریم:

$$\frac{E(r_m) - r_f}{\partial\sigma(r_p)} = \frac{\sigma(r_p)[E(r_j) - E(r_m)]}{\text{cov}(r_j, r_m) - \sigma^2(r_m)}$$

این معادله را می‌توان به‌صورت معادلهٔ (6) بازنویسی کرد:

$$E(r_j) = r_f + \beta_j [E(r_j) - E(r_m)] \quad (6)$$

که در آن:

$$\beta_j = \frac{\text{cov}(r_j, r_m)}{\sigma^2(r_m)} = \frac{\text{cov}(r_j, r_m)}{\sigma(r_m)} \quad (7)$$

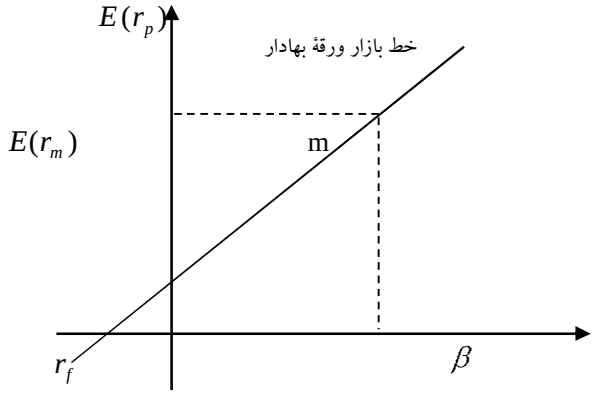
کوواریانس بازدهی ورقهٔ بهادار j ام با بازدهی بازار را اندازه‌گیری می‌کند.

اکنون اجزای معادلهٔ (6) بررسی می‌شود. اول، در مالیه،β_j، بتای ورقهٔ بهادار و ارزش آن ریسک بتای ورقهٔ بهادار[1] می‌باشد. این یک معیار نسبی است؛ چراکه، ریسک را نسبت به ریسک سبد بازار می‌سنجد. توجه کنید اگر $\beta_j > 0$ باشد، ورقهٔ بهادار jام هم‌جهت با سبد بازار حرکت می‌کند، حال آنکه، اگر $\beta_j < 0$ باشد، این ورقهٔ بهادار عکس جهت بازار تغییر می‌کند. دوم، عبارت $E(r_m) - r_f$، صرف ریسک بازار[2] است. این عبارت، بازدهٔ مازاد بر بازدهٔ بدون ریسک است و نشان‌دهندهٔ صرفه‌ای است که برای پذیرفتن ریسک بازار لازم است. معادلهٔ بالا برای تمامی اوراق بهادار در بازار صادق است. این معادله بیان می‌کند که بازدهٔ انتظاری مربوط به ورقهٔ بهادار jام باید جمع نرخ بدون ریسک و صرف ریسک باشد. یعنی ضرب صرف ریسک بازار و ریسک بتای ورقه بهادار jام. ترسیم نموداری این رابطه میان اوراق بهادار به‌عنوان خط بازار ورقهٔ بهادار شناخته می‌شود. در تعادل، بازده‌های انتظاری روی تمامی اوراق بهادار باید همراه با ریسک‌های بتای آنها در رابطه با بازار روی خط بازار ورقهٔ بهادار باشد .

یکی از سؤالات بنیادی در مالیه توضیح دلایل بالا بودن بازدهی‌های برخی بنگاه‌ها نسبت به سایرین می‌باشد. یک سرمایه‌گذار باید انتظار کسب چه میزان بازده از یک ورقهٔ بهادار

1. Securities'Beta Risk
2. Market Risk Premium

تکی داشته باشد؟ طبق معادلهٔ بالا تمامی سرمایه‌گذاران ورقهٔ بهادار را با سهم آن در ریسک سبد دارایی ارزشیابی می‌کنند. این نکتهٔ کلیدی است. به‌طور شهودی، اگر آن ورقه ریسک بازار را افزایش دهد، برای جبران این ریسک اضافی باید بازدهٔ انتظاری بالاتر باشد. معادلهٔ بالا توضیح می‌دهد که تفاوت در گروهی از بازدهی‌های اوراق بهادار همچون سهام از تفاوت در ریسک بتای آنها ناشی می‌شود. معادلهٔ بالا به‌عنوان مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای نیز شناخته می‌شود.



نمودار 3. خط بازار ورقهٔ بهادار(فابوزی و همکاران، 2011)

2-1-2. دلالت‌های مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

برای درک مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، همواره می‌توان مازاد بازدهٔ ورقهٔ بهادار jام را روی مازاد بازدهٔ بازار برازش کرد (معادلهٔ 8):

$$r_j - r_f = \alpha_j + \beta_j (r_m - r_f) + \varepsilon_j \qquad (8)$$

که در آن ε_j باقیمانده‌ها هستند و باید با بازدهٔ بازار ناهمبسته باشند. این رگرسیون، بازدهٔ تصادفی r_j را به یک عرض از مبدا (α_j) و دو جزء دیگر تجزیه می‌کند: یک جزء که با بازار همبسته است (β_j) و یک جزء که همبسته نیست(ε_j). با امید ریاضی گرفتن از دو طرف معادلهٔ (8) و مرتب کردن آن معادلهٔ (9) به دست می‌آید:

$$E(r_j) - r_f = \alpha_j + \beta_j[E(r_{mt}) - r_{ft}] \qquad (9)$$

که بدون توجه به هر نظریهٔ مالی، همواره برقرار است. عرض از مبداء (α_i)، ، بخشی از بازدهٔ انتظاری است که بازار نمی‌تواند آن را توضیح دهد و به‌طور بالقوه هر مقداری می‌تواند باشد. مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبین این امر است که در صورت همگن بودن انتظارات سرمایه‌گذاران و تأمین سایر فرض‌های بخش 1؛ در تعادل باید مقدار (α_i)، هر ورقهٔ بهادار j ام صفر باشد. (فابوزی و همکاران، 2011)

3-1-2. مبانی نظری: بررسی مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT)[1]

بورس اوراق بهادار یکی از ارکان بازار متشکل سرمایه است و می‌تواند به عنوان اهرمی با اهداف متمرکز کردن سرمایه‌ها و قرار دادن آنها در خدمت اهداف توسعه عمل کند. دستیابی به این اهداف منوط به کارایی عملکرد بورس اوراق بهادار است. به منظور ایجاد کارایی در این بازار می‌بایست ابعاد مختلف بورس اوراق بهادار و مکانیزم‌های تأثیر گذار بر آن شناسایی شود و به منظور افزایش سطح آگاهی مشارکت‌کنندگان در بازار در اختیار آنان قرار گیرد. از این رو 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[2]، 1986). برای تعیین بازده سرمایه از مدل‌های متنوع قیمت‌گذاری دارایی استفاده می‌شود. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، یک پارادیم اصلی در حوزه مالی است (راعی و پویان‌فر، 1393). این مدل، تنها عامل ریسک

1. Arbitrage Pricing Theory
2. Chen et al. (1986)

سیستماتیک یا بازار را در نظر می‌گیرد. بنابراین، مدلی تک عاملی است، اما مدل‌های چند عاملی معدودی نیز برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها ایجاد شده‌اند. احتمالا مشهورترین مدل چند عاملی، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ راس است که در سال 1976 طراحی شد(راس[1]، 1976). تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ رویکردی جدید و متفاوت در تعیین قیمت دارایی هست که تلاش می‌کند عوامل خارج از بازار را که بر اوراق بهادار اثر می‌گذارند، شناسایی کند. این تئوری متکی به قانون وجود یک قیمت است، یعنی دو قلم مشابه را نمی‌توان به قیمت‌های متفاوتی در بازار فروخت. یکی از مزایای این نظریه این است که به فرضیات قوی و مورد استفاده در تئوری قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نیاز ندارد (إلتون و همکاران[2]، 2003). در نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ فرض بر این است که فرصت‌های سود آربیتراژی به سرعت از طریق نیروهای رقابتی از بین می‌روند، بدین معنی که سرمایه‌گذار نمی‌تواند بازده مورد انتظار مثبتی را روی هر مجموعه از دارایی‌ها، بدون تحمل ریسک و بدون انجام سرمایه‌گذاری ویژه به دست آورد(بری و همکاران[3]، 1988). در مدل APT دارایی بر اساس ریسک آن قیمت‌گذاری می‌شود، با این تفاوت که در این مدل منبع ریسک فقط یک عامل و آن هم سبد بازار نیست، بلکه عوامل متعددی بر دارایی موثرند که به آن‌ها عوامل ریسک می‌گویند. بنا به فرض، تعداد عوامل ریسک به نسبت تعداد دارایی‌ها کم هستند. تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ بر این فرض استوار است که قیمت سهام تحت تأثیر عوامل عمومی غیر همبسته و محدود و نیز یک عامل ویژه کاملاً مستقل از سایر عوامل قرار می‌گیرد. با استفاده از استدلال آربیتراژ نشان داده می‌شود که در یک بازار کارا بازده مورد انتظار سهام، یک ترکیب خطی از بتای عامل‌هاست(گرین‌ولد و فریزر[4]، 1997). ارتباط ریسک با سهام، ناشی از دو منبع است :الف) عوامل اقتصاد کلان که بر همه اوراق بهادار اثر می‌گذارند و تأثیر آنها بر تمامی دارایی‌ها در بازار توزیع می‌شود و نمی‌توان با

1. Ross. (1976)
2. Elton et al. (2003)
3. Berry et al. (1988)
2. Groenewold and Fraser. (1997)

تنوع و گوناگونی در سهام آن را از بین برد. ب) عنصر ویژگی‌های فردی که 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 عامل سیستماتیک (کلان اقتصادی) ارتباط دارد (واتشم و پارامور[1]، 1997). به طور عام، بحث تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ بر این موضوع تأکید می‌کند که بازده یک دارایی به بازده مورد انتظار و یک بازده غیر منتظره (جزء غافلگیر کننده) تقسیم می‌شود. بنابراین، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ پیش‌بینی می‌کند که اخبار عمومی بر نرخ بازده همه سهام البته 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 (کاسبرسن[2]، 1996).

معادله APT با این فرض شکل می‌گیرد که سرمایه‌گذاران عقیده دارند که بازده‌ها روی i امین دارایی به وسیله مدل k عاملی به صورت زیر ایجاد می‌شود، یعنی K عامل در اقتصاد از طریق یک معادلهٔ رگرسیونی خطی به شکل معادلهٔ(10) بر بازده‌های دارایی‌ها اثر می‌گذارد.

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_{i1} F_{1t} + \ldots + \beta_{ik} F_{kt} + \varepsilon_{it} \qquad (10)$$

که در آن F_k و ... و F_2 و F_1 عوامل سیستماتیک هستند که تمامی بازده‌های دارایی‌ها را به ازای i=1,2,...N در سمت چپ تحت تأثیر قرار می‌دهند و ε_{it} ریسک خاص دارایی است. معادلهٔ (10) فرایند تولید داده‌های بازدهی‌هاست و اساساً با رابطهٔ قیمت‌گذاری دارایی‌ها متفاوت است. فرآیند تولید داده‌های مربوط به بازده‌ها، یک الگوی آماری است که از آن برای اندازه‌گیری ریسک مربوط به بازده دارایی‌ها استفاده می‌شود و مستلزم نتیجه‌گیری اقتصادی نیست و بیان نمی‌کند که بازده انتظاری روی دارایی‌ها تا چه میزان باید باشد. به بیان دیگر، در فرآیند تولید بازده، آلفاها(α_i) به لحاظ آماری هر عددی ممکن است باشند.

3. Watsham, and Parramore. (1977)

1. Cuthbertson. (1996)

تنها هنگامی که فرض نبود فرصت آربیتراژ اعمال می‌شود، می‌توان ادعا کرد که این نظریهٔ قیمت‌گذاری آربیتراژ است که بیان می‌کند آلفاها باید به طور خطی به مخاطره‌های بتای آنها مرتبط باشند.

فرض کنید در این الگو، میانگین عوامل صفر است(یا عوامل از میانگین انها کسر شده‌اند که اغلب در چارچوب الگوی عاملی نظریهٔ قیمت‌گذاری آربیتراژ انجام می‌شود)؛ به گونه‌ای که μ_i مازاد بازدهٔ انتظاری را تعیین می‌کند. اکنون شرایطی که طبق آن رابطهٔ قیمت‌گذاری برقرار است(معادلهٔ11) بررسی می‌شود:

$$E[r_i] = \mu_i = r_f + \gamma_1 + ... + \gamma_k \beta_{ik} \qquad (11)$$

که در آن β_{ik} یا میزان در معرض ریسک بودن ناشی از عامل Kام و γ_k صرف ریسک عامل به ازای k=1,2,…,K است.

به طور کلی در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، به جستجوی مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته می‌شود که اثر سیستماتیک بر روی بازده‌ای مورد انتظار بازار سهام دارند. همچنین، میزان تأثیر آن متغیرها بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها بررسی می‌شود. نتیجه مدل مذکور آن است که بازده سهام تحت تأثیر اخبار اقتصادی سیستماتیکی قرار دارند که بر اساس میزان ریسک قیمت‌گذاری می‌شوند و اخبار اقتصادی را می‌توان از طریق تغییرات در متغیرهای اقتصادی اندازه‌گیری کرد(چن و همکاران[1]، 1986).

4-1-2. آزمون‌های مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای

این نظریه نیز باید همانند سایر نظریه‌های اقتصادی به‌طور تجربی آزمون شود. دو رویکرد اصلی برای آزمون اعتبار قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای وجود دارد: رویکرد سری زمانی[2] و رویکرد مقطعی[3].

1. Chen at al.(1986)
2. Time – Series Approach
3. Cross – Section Approach

در رویکرد سری زمانی به‌لحاظ تجربی، آلفا از یک رگرسیون با داده‌های سری‌های زمانی از مازاد بازده‌های دارایی روی مازاد بازده‌های بازار به‌دست می‌آید، این رگرسیون به‌صورت معادلهٔ (12) می‌باشد:

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i (r_{mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{it} \qquad t=1,...,T \qquad (12)$$

که در آن T حجم نمونه برای iامین ورقهٔ بهادار است. اگر مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای درست باشد، باید تمامی آلفاها در این رگرسیون تفاوت معناداری با صفر نداشته باشند. یعنی فرضیهٔ صفر برای تمامی دارایی‌ها به‌صورت معادلهٔ (13) است:

$$H_0 : \alpha_t = 0 \qquad t=1,\ldots,N \qquad (13)$$

که در آن N کل تعداد دارایی‌های مورد آزمون است. این یک فرضیهٔ پارامتری معروف در تحلیل رگرسیون است. دو راه برای آزمون این فرضیه وجود دارد. اول روش یک متغیره است. با در نظرگرفتن iامین دارایی:1. مازاد بازدهٔ این دارایی $r_{it} - r_{ft}$ طی زمان مثلاً از 1 تاT محاسبه می‌شود؛ 2. مازاد بازدهٔ شاخص بازار که تقریبی از مازاد بازدهٔ بازار است، به صورت $r_{mt} - r_{ft}$ محاسبه می‌شود. سپس، روش حداقل مربعات معمولی(OLS)[1] روی معادلهٔ (11) اجرا می‌شود که با این کار، برآوردهای آلفاها و بتاهای هر دارایی به دست می‌آید. سپس از آمارهٔ آزمون t استاندارد برای ارزیابی اینکه آلفاها به‌لحاظ آماری تفاوت معناداری با صفر دارند یا خیر استفاده می‌شود. رویکرد یک متغیره که تا اینجا توصیف شد همبستگی‌های میان باقی‌مانده‌های دارایی‌ها را در نظر نمی‌گیرد، حال آنکه روشن است که در واقعیت باقی‌مانده‌ها می‌توانند با هم رابطه داشته باشند. برای لحاظ همبستگی‌های ممکن باید از اطلاعات موجود در ماتریس کوواریانس باقیمانده‌های میان بازده‌های دارایی‌ها استفاده کرد. ماتریس کوواریانس برآوردی را با $\hat{\Sigma} = (\hat{\sigma}_{ij})$ نشان داده می‌شود که در آن عنصر (i,j) به‌عنوان میانگین ضرب‌های متقاطع باقیمانده‌های برازش‌شده محاسبه می‌شود:

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_{it}\hat{\varepsilon}_{jt}$$

1. Ordinary least Square Regression

سپس برای آزمون معناداری همزمان آلفاها از صفر می‌توان یک آمارهٔ آزمون بر اساس $\hat{\Sigma}$ ساخت که به عنوان روش چندمتغیره شناخته می‌شود؛ چراکه، تمامی آلفاها و دارایی‌ها به طور مشترک در آزمون لحاظ می‌شوند. آزمون حاصل به آزمون گیبونز، راس و شانکن[1] (1989)، (GRS) معروف است. برای محاسبهٔ آزمون گیبونز، راس و شانکن، فرض کنید $\hat{\alpha}$ بردار N تایی از آلفاهای برآوردی از رگرسیون سری زمانی باشد و $\hat{\theta}_m = \frac{\bar{r}_m}{s_m}$ نسبت شارپ سبد بازار از نمونه باشد که در آن $\bar{r}_m$ و $s^2{}_m$ میانگین و واریانس $\bar{r}_m - r_f$ است:

$$\bar{r}_m = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} r_{mt} - r_{ft} \qquad s^2{}_m = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(r_{mt} - r_{ft} - \bar{r}_m)^2$$

سپس، با فرض درست بودن فرضیهٔ صفر، آمارهٔ آزمون گیبونز، راس، شانکن از توزیع F به‌نحو مندرج در معادلهٔ (14) تبعیت می‌کند:

$$GRS = \frac{T-N-1}{N}\frac{\hat{\alpha}'\hat{\Sigma}^{-1}\hat{\alpha}}{1+\hat{\theta}_m^2} \sim F_{N,T-N-1} \qquad (14)$$

که علامت مد (~) نشان می‌دهد که آمارهٔ سمت چپ از توزیعی که در سمت راست آن با درجهٔ آزادی N و $T-N-1$ تبعیت می‌کند. با مفروض بود، $\hat{\Sigma}$ هرچه، آمارهٔ آزمون گیبونز، راس و شانکن بزرگ‌تر باشد، آلفاهای برآوردی تفاوت بیشتری با صفر دارند. در واقع، گیبونز، راس و شانکن نشان می‌دهد که این آمارهٔ آزمون، میزان انحراف سبد بازاری m را از مرز میانگین ـ واریانس اندازه می‌گیرد. توزیع F یک مقدار احتمال P از آمارهٔ آزمون گیبونز، راس و شانکن را می‌دهد که در آن خطاهای نمونه‌گیری لحاظ شده است. هنگامی‌که مقدار احتمال کمتر از 5 درصد باشد، معمولاً فرضیهٔ صفر مبنی بر اینکه آلفاها صفر هستند رد می‌شود و این به معنای ردّ گیبونز، راس، شانکن است.

رویکرد دوم در آزمون الگوی قیمت‌گذاری دارایی رویکرد مقطعی است که به وسیله فاما و مک‌بث(1973) معرفی شد. که مشتمل بر شیوهٔ دو مرحله‌ای است. در مرحلهٔ اول، با

1. Gibbons, Ross and Shanken test

استفاده از رگرسیون‌های بازده‌های تک تک دارایی‌ها روی سبد بازار، بتاها برآورد می‌شود. سپس در مرحلهٔ دوم، از رگرسیون مقطعی برای برآورد صرف‌های ریسک استفاده می‌شود.

2-2. مروری بر مطالعات تجربی

با توجه به اینکه سیاست‌های پولی و رویدادهای کلان اقتصادی با تأثیرات زیادی بر نوسان‌پذیری بازده سهام همراه هستند، بنابراین بررسی نقش متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام می‌تواند برتصمیمات سرمایه‌گذاری افراد در بورس تأثیر زیادی داشته باشد. از این‌رو بررسی رابطه میان بازده سهام و متغیرهای کلان اقتصادی از جمله موضوعات مورد توجه پژوهشگران بوده است. بنابراین مطالعات انجام شده در زمینه موضوع پژوهش را می‌توان تحت دو عنوان مطالعات داخلی و خارجی مورد بررسی قرار داد.

جدول (1). مروری بر مطالعات داخلی و خارجی

محقق/ سال	روش/ متغیرها/ بازه زمانی	نتایج
طیب‌نیا و سورانی(1392)	روش SUR برای تخمین سیستم معادلات . متغیرها: شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت سکه، نرخ ارز آزاد، حجم پول، واردات و درآمدهای نفتی	برقراری APT در بورس تهران رد نمی‌شود.
سجادی و همکاران (1390)	سیستم رگرسیون‌های ظاهراً نامرتبط غیر خطی(NLSUR) متغیرها: نرخ تورم، عرضه‌ی پول، نرخ ارز، قیمت نفت، ساختار دوره‌ای نرخ‌های بهره و تولیدات صنعتی / 1386-1376	- صرف ریسک مربوط به تغیرات پیش‌بینی نشده‌ی متغیرهای عرضه پول، نرخ ارز، ساختار دوره‌ای نرخ‌های بهره و تولیدات صنعتی در سطح خطای 5 درصد معنادار است
محسنی دمنه(1385)	فاما مک‌بث/داده‌های واقعی بورس اوراق بهادار/مرداد81تا اسفند82 به صورت ماهانه	الف) تئوری قیمت گذاری آربیتراژ با استفاده از بازدهی واقعی سهام پذیرفته شده
رهنمای رودپشتی و مرادی (1384)	دو مرحله‌ای فاما مک‌بث/بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار/1377-1383	بازده سهام در بازار ایران حداقل تحت تأثیر یک مدل دو عامله است، این دو عامل 40 درصد از نوسان‌های کل بازده را در پرتفوی موردنظر تبیین می‌کنند.فرصت‌های آربیتراژ در بازار سرمایه ایران وجود دارند.
نمازی و محمد تبار کاسگری (1386)	رگرسیون چند متغیره/ رشد حجم پول، قیمت سکه طلا، نرخ ارز و شاخص قیمت سهام بورس تهران/ 1379-1383به صورت ماهانه	نتایج تحقیق نشان در بورس سهام ایران APT داد که هیچ یک از متغیرهای مورد مطالعه بازده سهم را توصیف نمی‌کند و صادق نیست.

یانگ و همکاران[1] (2010)	پانل دیتا/ اندازه شرکت، نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری و نسبت قیمت به درآمد/	عدم تأثیر این عوامل بر بازدهی اوراق بهادار بود و تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ در چین قابل اجرا نیست.
بغدادآباد توکلی و گلاباداندیس[2] (2014)	با رویکرد ریسک نامطلوب/تولیدات صنعتی، نرخ تورم، قیمت نفت، نرخ ارز، ساختار زمانی نرخ بهره، نرخ پس‌انداز و بازده بازار/ 1990-1998 و 1998-2010/	تمامی متغیرهای تعریف شده توانایی قیمت‌گذاری بازدهی سهام را در مدل D-APT دارند.
دمیر چغلو[3](2015)	رگرسیون/بازده انتظاری و عامل بازار/2012-2013 روزانه/	الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای بخش سیمان و تولیدو توزیع برق در ترکیه برقرار نیست.
نارسیمان،کرزل و پولت[4] (2009)	مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای/ریسک و بازده شرکت‌های خصوصی/1994-2008/	همبستگی قوی بین سرمایه گذاری اولیه و کارایی شرکت وجود داشته است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در یک جمع‌بندی کلی از پژوهش‌های انجام شده در خارج و ایران پیرامون دو مدل می‌توان گفت که بسیاری از پژوهشگران معتقدند که از جنبه نظریAPT توان قابل توجهی در تبیین بازده دارد . به نظر می رسدAPT 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 مدلAPT در مقایسه با CAPM، بازده اوراق بهادار را بهتر توضیح می‌دهد. البته بین محققان نسبت به روش‌شناسی به کار گرفته شده در آزمون مدلAPT توافقی دیده نمی شود. نتایج بررسی مطالعات در سطح داخلی و بین‌المللی نشان می‌دهد، پژوهش حاضر از چند منظر با سایر مطالعاتی که تاکنون صورت گرفته، متفاوت است:

الف-اجرای آزمون گیبونر راس و شانکن (GRS)

1. Yang et al. (2010)
2. Tavakoli et al. (2014)
3. Emre Demircioglu. (2015)
4. Narasimhan, Kräussl, and Pollet. (2009)

ب- استفاده از طیف گسترده‌ای از عوامل ریسک شامل عوامل اقتصاد کلان، عوامل مالی، نوسانات و تحریم.

3. معرفی داده‌ها

با توجه به هدف پژوهش که آزمون قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی در شرکت‌های بخش شیمیایی و پتروشیمی ، 18 شرکت شیمیای و پتروشیمی فعال در بورس اوراق بهادار تهران برای فاصله زمانی 1386 تا1395 (از فصل دوم 1386 تا فصل چهارم 1395) در نظر گرفته شده است. داده‌های مربوط به بازدهی سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی از نرم‌افزار ره‌آورد نوین گرفته شده است. همچنین، داده‌های مربوط به قیمت نفت سبک ایران با واحد هر بشکه به دلار آمریکا از بانک مرکزی و داده‌های مربوط به نرخ ارز بازار آزاد، شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی، نرخ سود سپرده یک‌ساله، شاخص کل قیمت سهام و همچنین داده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف کننده و تولید ناخالص داخلی از آمار و اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. از آنجا که آثار شوک‌های درون‌زا و برون‌زا مانند قیمت نفت بر بازده سهام تنها در فاصله زمانی کمتر از یک سال ظاهر می‌شود داده‌های مورد استفاده در این پژوهش به صورت فصلی است. اگر از داده‌های سالانه استفاده شود چنین اثراتی در مدل نادیده گرفته خواهد شد. از انجا که داده‌های مورد استفاده در این مقاله از نوع ترکیبی می‌باشند، ضروری است تا از نرم‌افزارهای اقتصاد سنجی که به این منظور خاص تهیه شده‌اند استفاده گردد. با توجه به نرم‌افزارهای موجود، نرم افزار استاتا[1] انتخاب شده است. مزیت خاص این نرم‌افزار در سهولت استفاده و همچنین دقت و امکانات فراوان در تحلیل داده‌های ترکیبی و خصوصا الگوی خودتوضیح برداری پانل می‌باشد.

1 .Stata

($R - R_f$): مازاد بازده داراییها است که از تفاوت بازده داراییها و نرخ بازده بدون ریسک بدست می‌آید. بازده سهام(R)، عبارت است از نسبت کل عایدی (ضرر) حاصل از سرمایه‌گذاری در یک دوره معین به میزان سرمایه‌ای که برای کسب این عایدی در اول همان دوره بکار گرفته شده است. عایدی یک سرمایه‌گذاری از دو طریق کسب می‌گردد:

1.تغییر در ارزش و قیمت اصل سرمایه مصروفه مانند قیمت سهام خریداری شده.

2. سودهایی که در نتیجه سرمایه‌گذاری به اصل سرمایه تعلق می‌گیرد مانند سود نقدی سهام.

بازده سهام در این تحقیق از طریق فرمول زیر محاسبه می‌گردد[1].

$$\text{بازده کل} = \frac{\text{مزایای سهام جایزه + مزایای حق تقدم + (تفاوت قیمت سهم در اول و آخر سال مالی) + سود نقدی ناخالص هر سهم}}{\text{آخرین قیمت سهم در آخر سال مالی}}$$

نرخ سود سپرده(R_f): در برخی از پژوهش‌های داخلی در ایران (به طور مثال، در پژوهش اسلامی بیدگلی و همکاران، 1384) از نرخ بهره‌ی بانک‌های دولتی به عنوان نرخ بازده‌ی بدون ریسک استفاده شده است. با توجه به اینکه نرخ سود بانکی به صورت سالانه است و سایر متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق به صورت فصلی در نظر گرفته شده‌اند، برای همگن‌سازی داده‌ها و دست‌یابی به نتایج قابل اتکا، نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت بانکی به صورت فصلی به عنوان نرخ بازده‌ی بدون ریسک فصلی در نظر گرفته شده است .

(DLOP): بازده قیمت نفت است، منظور از متغیر قیمت نفت در این مقاله داده‌های قیمت نفت بر اساس قیمت نفت برنت می‌باشد که بر اساس هر بشکه نفت خام برای هر روز اعمال می‌گردد و در این مقاله از میانگین فصلی داده‌ها طی دوره مورد بررسی استفاده شده

2. داده‌های بازدهی از نرم‌افزار ره آورد نوین گرفته شده و این عملیات برای بدست آوردن بازدهی صورت گرفته است.

است.[1] **(DLPI):** بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی است که از تفاضل لگاریتم شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی به دست می‌آید. **(ER):** نرخ ارز اسمی در بازار آزاد است. **(DLTEPIX):** بازده کل بورس است، و از تغییرات قیمت و بازدهٔ نقدی پرداختی، متأثر می شود [2]. **($R_m - R_f$):** عامل بازار یا مازاد بازده شاخص بازار است و از تفاوت بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک به دست می‌آید. **(GARCH RET):** ریسک داراییها است که با استفاده از مدل اقتصاد سنجی GARCH تخمین خورده است. **(HP-GDP):** فیلتر هودریک-پرسکات تولید ناخالص داخلی است. این شاخص برای لحاظ ادوار کسب و کار در الگوی قیمت گذاری استفاده شده است. یکی از روش‌های استخراج نوسان‌های تولید ناخالص داخلی بر اساس مطالعه گلدفاین و والدز[3] (1999) از فیلتر هودریک پرسکات(HP) استفاده کردیم. فیلتر(HP) یک ابزار ریاضی برای جدا کردن جزء نوسانی و سیکلی از روند سری زمانی و به‌دست آوردن روند سری زمانی است (میزان حساسیت فرایند استخراج روند و جداسازی نوسانهای کوتاه‌مدت ازطریق ضریب λ صورت می‌گیرد). برای به‌دست آوردن میزان نوسان‌های یک سری زمانی مقدار واقعی سری زمانی را از روند به‌دست آمده از روش HP کسر می‌شود. SMB: عامل اندازه است که از تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک و پرتفوی سهام

---

1. با توجه به اینکه در واقع قیمت نفت، قیمت خرید این دارایی است بازده ناشی از نگهداری این دارایی برای یک فصل از طریق تفاضل لگاریتمی آن به دست می‌آید و از آنجا که در این مقاله بر الگو سازی بازده شرکت‌ها تمرکز شده است لذا از بازده قیمت نفت استفاده شده است.

2. این شاخص کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس را دربردارد و شیوهٔ وزن‌دهی و محاسبهٔ آن همانند شاخص کل قیمت (TEPIX) است و تنها تفاوت میان آن دو در شیوهٔ تعدیل آن‌ها است. شاخص قیمت و بازدهٔ نقدی بورس تهران با فرمول زیر محاسبه می شود.

$$TEDPIX_t = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_{it} q_{it}}{RD_t} \times 100$$

p_{it} = قیمت شرکت iام در زمان t، q_{it} = تعداد سهام منتشره شرکت iام در زمان RD_t = پایهٔ شاخص قیمت و بازدهٔ نقدی در زمان t که در زمان مبدأ برابر $\sum p_{i0} q_{i0}$ بوده است.

3. Goldfajn, Ilan, and Rodrigo O. Valdes

شرکت‌های بزرگ محاسبه می‌شود.جدول (1)، آمار توصیفی متغیرهای مدل را نشان می‌دهد.

جدول (2) آمار توصیفی متغیرهای الگو

متغیر	مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
R-R_f	720	6/104909	29/43611	-60/227	146/449
DLTEPIX	702	0/0543011	0/1702796	-0/431757	0/4977865
DLOP	702	0/0020034	0/1756112	-0/426729	0/3280308
ER	720	155/6335	26/71066	113/364	235/114
DLPI	702	2/10341	63/2254	-175/4	185/3667
Rm-R_f	720	-3/972056	0/71598	-5/606198	-3/047121
INF	720	4/354782	2/498678	0/5822417	11/57635
GARCH RET	720	835/180	1721/941	0/001465	39072/81
HP-GDP	720	0/00515	90130/81	-147898	229840
SMB	720	1/952508	123/2243	-309/5155	324/3239
DUM	720	0/6	0/49023	0	1

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول(2)، آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای مازاد بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی($R - R_f$)، بازده کل بورس(DLTEPIX)، بازده قیمت نفت(DLOP)، نرخ ارز(ER)، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی(DLPI)، عامل بازار یا مازاد بازده شاخص بازار($R_m - R_f$)، نرخ تورم(INF)، ریسک داراییها(GARCH RET)، فیلتر هودریک-پرسکات تولید ناخالص داخلی(HP-GDP)، عامل اندازه(کوچک منهای بزرگ)(SMB) و عامل تحریم(DUM) را به تصویر می‌کشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود میانگین ریسک داراییها بیشترین مقدار و میانگین عامل بازار یا مازاد بازده شاخص بازار کم‌ترین مقدار را دارا می‌باشد. و همچنین کوچکترین داده مربوط می‌شود به فیلتر هودریک-پرسکات تولید ناخالص داخلی و بزرگترین داده مربوط می‌شود به نرخ ارز واقعی و انحراف معیار محاسبه شده در جدول نشان می‌دهد نوسانات ریسک داراییها نسبت

به متغیرهای دیگر بیشتر می‌باشد. برای متغیر $(R - R_f)$، میانگین مازاد بازدهی سهام شرکت‌های مورد بررسی تقریبا 6 درصد شده است و نوسانات مازاد بازدهی آن برای شرکت‌های مورد بررسی تقریبا 29درصد و همچنین حداقل بازدهی تقریبا منفی60 درصد است که مربوط می‌شود به فصل چهارم سال 1387 برای شرکت بین‌المللی محصولات پارس و حداکثر بازدهی تقریبا 146 درصد است که مربوط می‌شود فصل سوم سال 1392 برای شرکت شیمیایی فارس.

4. نتایج برآورد الگوی تجربی

جهت برآورد از برنامه نوشته شده توسط گیبونز، راس و شانکن[1] (1989) و جوش انگریست و جرن-استفن پیشک[2](2008) و داوید سن و مکینون[3](1993) تحت نرم‌افزار Stata 15.0 استفاده شده است.

4-1. آزمون پایایی

پیش از برآورد مدل، لازم است پایایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمینها آزمون شود، زیرا ناپایایی متغیرها چه در مورد سری زمانی و چه داده‌های پانلی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود.

در داده‌های ترکیبی، آزمون‌های متفاوتی برای بررسی ایستایی متغیرهای مورد بررسی وجود دارد. در این مورد، قبل از برآورد مدل، ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ایم، پسران و شین(IPS) و آزمون لوین و لین و چو(LLC)، بررسی شده است.

1. Gibbons, Ross and Shanken test. (1989)
2. Josh Angrist and Jorn-Steffen Pischke. (2008)
3. Russell Davidson and James G. MacKinnon. (1993)

جدول3: بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل با استفاده از آزمون IPS وLLC

متغیر	IPS			LLC		
	آماره t	احتمال	نتیجه	آماره t	احتمال	نتیجه
R-R_f	-12/2143	0/0000	I(0)	-11/0507	0/0000	I(0)
DLPI	-10/2750	0/0000	I(0)	-16/7184	0/0000	I(0)
DLOP	-12/7644	0/0000	I(0)	-14/9305	0/0000	I(0)
ER	-1/7545	0/0397	I(0)	-5/2019	0/0000	I(0)
R_f	-16/3887	0/01	I(0)	-4/2638	0/01	I(0)
DLTEPIX	-15/6881	0/0000	I(0)	-10/6822	0/0000	I(0)
$R_m - R_f$	-13/3457	0/0000	I(0)	-1/6485	0/0496	I(0)
INF	-5/3985	0/0000	I(0)	-2/9565	0/0016	I(0)
GARCH RET	-3/4407	0/0003	I(0)	-30/5471	0/0000	I(0)
HP-GDP	-14/3356	0/0000	I(0)	-13/6495	0/0000	I(0)
SMB	-14/1222	0/0000	I(0)	-13/2062	0/0000	I(0)

ماخذ: محاسبات پژوهش

بر این اساس، نتایج آزمون ایستایی IPS، با فرض وجود ریشه واحد جداگانه برای هر مقطع، نشان می‌دهد چنانچه مقدار آماره محاسبه شده بزرگتر از مقدار مربوط به سطح اطمینان رایج باشد، فرضیه صفر مبتنی بر ناپایایی رد خواهد شد. نتایج بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال پذیرش آنها نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر ناپایایی متغیرها رد می‌شود، یعنی تمامی متغیرهای مدل در سطح احتمال 5درصد پایا هستند. هم‌چنین، نتایج آزمون ریشه واحد LLC، با فرض وجود ریشه واحد مشترک در میان همه مقاطع، نشان می‌دهد که متغیرهای مورد بررسی پایا بوده و بنابراین فرضیه صفر، مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان پذیرفت و متغیرهای مورد بررسی ایستا هستند. با حصول اطمینان از ایستایی متغیرها دیگر نیازی به انجام آزمون هم انباشتگی پانلی و هراس از کاذب بودن رگرسیون وجود نداشته و می‌توان به برآورد مدل پرداخت.

2-4. برآورد مدل

در این بخش به آزمون الگوهای قیمت گذاری CAPM و APT برای سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی فعال در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازیم. ابتدا الگوی CAPM با استفاده از رویکرد مقطعی فاما مک‌بث برای به دست آوردن صرف‌های ریسک دارایی‌ها آزمون می‌شود، سپس آزمون سری زمانی GRS برای ارزیابی اینکه آلفاها به لحاظ آماری تفاوت معناداری با صفر دارند یا خیر استفاده می‌شود. سپس الگوی عاملی برای آزمون APT با استفاده از رگرسیون چند متغیره فاما مک‌بث برای عامل‌های نرخ ارز (ER)، بازده کل بورس(DLTEPIX)، بازده قیمت نفت(DLOP)، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی(DLPI)، مازاد بازده بدون ریسک($R_m - R_f$)، نرخ تورم(INF)، ریسک دارایها(GARCH RET)، فیلتر هودریک–پرسکات تولید ناخالص داخلی(HP-GDP)، عامل اندازه(کوچک منهای بزرگ)(SMB)و تحریم(DUM) بررسی می‌شود. و در نهایت آزمون سری زمانی GRS را برای ارزیابی اینکه آلفاها به لحاظ آماری تفاوت معناداری با صفر دارند یا خیر استفاده می‌شود.

بنابراین، فرضیه های تحقیق به شرح زیر تدوین شده اند.

1. مدل CAPM می‌تواند بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی را با توجه به ریسک آن توضیح دهد.

2. مدلAPT می‌تواند بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی را با توجه به ریسک آن توضیح دهد.

آزمون فرضیه اول (بررسی CAPM)

به جای برآورد رگرسیون مقطعی تکی حاصل از میانگین فصلی بازده‌ها روی بتاها، رویکرد فاما مک‌بث مستلزم برآورد رگرسیون‌های مقطعی فصل به فصل بازده‌های فصلی روی بتاهاست.

جدول4. رگرسیون مقطعی فاما مک‌بث

متغیر	ضریب γ	انحراف معیار	آماره t	احتمال
صرف ریسک بازار $R_m - R_f$	6/319367	1/516074	4/17	0/000
عرض از مبدأ	31/20579	6/118849	5/10	0/000
R^2	0/02			
احتمال F	0/0000			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول4. گزارش شده است ضریب صرف ریسک بازار از نظر آماری معنی‌دار شده است. و از طرفی عرض از مبدأ تخمین نیز از نظر آماری معنی‌دار شده است که نشان می‌دهد علاوه بر عامل بازار عوامل دیگری هستند که بر مازاد بازده دارایی‌ها تأثیر گذارند به همین خاطر در ادامه به الگوهای چندعاملی جهت بررسی عامل‌های دیگری بر مازاد بازده داراییها می‌پردازیم. و همچنین احتمال F حاکی از معنی‌دار شدن کل مدل است. در مرحلهٔ بعد برای آزمون فرضیه، آلفا از یک رگرسیون با داده‌های سری‌های زمانی از مازاد بازده‌های دارایی روی مازاد بازده‌های بازار به‌دست می‌آید نتیجه آزمون سری زمانی GRS برای الگوی یک عاملی CAPM در جدول(5) ارائه می‌شود.

جدول5. آزمون سری زمانی GRS

متغیر	میانگین آلفاها	آماره t	احتمال
آماره GRS	31/20579	2/1220576	0/05011815

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول(5) آمارهٔ GRS فرض صفر بودن عرض از مبدأ رگرسیون برای بازده سهام شرکتها را آزمون می‌کند. هرچه، آمارهٔ آزمون گیبونز، راس و شانکن بزرگ‌تر باشد، آلفاهای برآوردی تفاوت بیشتری با صفر دارند. توزیع F یک مقدار احتمال P از آمارهٔ آزمون گیبونز، راس و شانکن را می‌دهد که در آن خطاهای نمونه‌گیری لحاظ شده است. هنگامی که مقدار احتمال کمتر از 5 درصد باشد، معمولاً فرضیهٔ صفر مبنی بر اینکه آلفاها صفر هستند رد می‌شود و این به معنای ردّ گیبونز، راس و شانکن است. نتایج در جدول بالا

بیانگر پذیرش فرض صفر می‌باشد یعنی آلفاهای برآوردی تفاوت معنی داری از صفر ندارند و عامل بازار به عنوان عامل ریسک درتوضیح دهی مازاد بازده سهام شناخته می‌شود. بنابراین مطابق آزمون فاما مک‌بث و GRS نتیجه می‌گیریم که الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برای بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی مورد بررسی در دوره زمانی 1386تا1395 برقرار نیست.

آزمون فرضیه دوم (بررسی APT)

جهت بررسی و انجام تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT)، ابتدا فرض می‌کنیم که عوامل کلان اقتصادی مرجع قیمت گذاری ریسک می‌باشند. به منظور آزمون این فرضیه متغیر وابسته را بازده فصلی شرکتهای شیمیایی و پتروشیمی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار قرار می‌دهیم. نحوه انتخاب این شرکتها به این صورت است که در دروه مورد مطالعه بیشترین تعداد روزهای معاملاتی را داشته‌اند. و متغیرهای اقتصاد کلان را به عنوان عامل‌های ریسکی در نظر می‌گیریم. مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، مازاد بازده مورد انتظار از یک دارایی سرمایه‌ای را برابر مازاد بازدهی بدون ریسک به علاوه ضریبی از صرف ریسک روی عوامل متعدد می‌داند. بنابراین، ابتدا باید تعداد عوامل را به دست آورد.

در این مرحله برای به دست آوردن و شناسایی عامل‌های ریسکی از رگرسیون چند متغیره در رویکرد مقطعی فاما- مک‌بث استفاده می‌شود. نتایج در جدول(6) نشان داده شده است.

جدول6. نتایج رگرسیون فاما مک‌بث

متغیرها	ضریبγ	انحراف معیار	آماره t	احتمال
نرخ ارز (ER)	0/292141	0/0558129	5/23	0/000
بازده کل بورس (DLTEPIX)	50/56411	6/242031	8/10	0/000
بازده قیمت نفت (DLOP)	-2/369913	6/918157	-0/34	0/732
بازده شاخص قیمت محصولات (DLPI)	-0/0305006	0/0103605	-2/94	0/003
عامل بازار $(R_m - R_f)$	8/715213	2/173738	4/01	0/000
نرخ تورم (INF)	1/142554	0/6601597	1/73	0/084
ریسک دارایی‌ها (GARCH RET)	-0/0026097	0/0038789	-0/67	-0/501
نوسانات تولید ناخالص داخلی (HPGDP)	-4/02e-08	0/0000126	-0/00	0/997
عامل اندازه (SMB)	-0/0087172	0/0097345	-0/90	0/371
عامل تحریم (DUM)	4/694991	2/51268	1/87	0/062
عرض از مبدأ(CONS)	-13/6126	9/9837	-1/36	0/173
R^2	0/24			
احتمال F	0/0000			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای شناسایی عامل‌های ریسکی متغیرهای اقتصاد کلان مانند نرخ ارز (ER)، بازده کل بورس(DLTEPIX)، بازده قیمت نفت(DLOP)، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی(DLPI)، مازاد بازده بدون ریسک$(R_m - R_f)$، نرخ تورم(INF)، ریسک دارایها(GARCH RET)، فیلتر هودریک – پرسکات تولید ناخالص داخلی(HP-GDP)، عامل اندازه(کوچک منهای بزرگ)(SMB)و تحریم(DUM) بررسی شدند که نتایج جدول(4)نشان می‌دهد متغیرهای نرخ ارز (ER)، بازده کل‌بورس(DLTEPIX)، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی(DLPI) و متغیر عامل بازار$(R_m - R_f)$ از نظر آماری در سطح 95 % اطمینان معنادار می‌باشند. و همچنین احتمال F حاکی از معنی‌دار شدن کل مدل است. بنابراین با شناسایی عامل‌های ریسکی در مرحلهٔ بعد به بررسی آزمون

سری زمانی GRS برای عامل‌های ریسکی که در تخمین فاما مک‌بث معنی‌دار شدند می‌پردازیم.

جدول7. آزمون سری زمانی GRS

متغیر	میانگین آلفاها	آماره t	احتمال
آماره GRS	-21/427953	1/8384316	0/10793005

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول(7) آمارۀ GRS که فرض صفر بودن عرض از مبدأ رگرسیون برای بازده سهام شرکتها را آزمون می‌کند. هرچه، آمارۀ آزمون گیبونز، راس، شانکن بزرگ‌تر باشد، آلفاهای برآوردی تفاوت بیشتری با صفر دارند. در واقع، گیبونز، راس، شانکن نشان می‌دهد که این آمارۀ آزمون، میزان انحراف سبد بازاری m را از مرز میانگین ـ واریانس اندازه می‌گیرد. توزیع F یک مقدار احتمال P از آمارۀ آزمون گیبونز، راس، شانکن را می‌دهد که در آن خطاهای نمونه‌گیری لحاظ شده است. هنگامی‌که مقدار احتمال کمتر از 5 درصد باشد، معمولاً فرضیۀ صفر مبنی بر اینکه آلفاها صفر هستند رد می‌شود و این به معنای ردّ گیبونز، راس و شانکن(GRS) است. نتایج در جدول بالا بیانگر پذیرش فرض صفر می‌باشد یعنی آلفاهای برآوردی تفاوت معنی داری از صفر ندارند و عامل‌های ریسکی نرخ ارز (ER)، بازده کل بورس(DLTEPIX)، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی(DLPI) و متغیر عامل بازار$(R_m - R_f)$ به عنوان عوامل ریسک درتوضیح‌دهی مازاد بازده سهام شناخته می‌شود. 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 (γ_1 تا γ_k) در رگرسیون مقطعی جدول(6) 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.

5. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار طی سال‌های اخیر مورد توجه بسیاری از سهامداران بوده است به طوری که سهام مربوط به این شرکت‌ها بیش از 22 درصد از کل ارزش سهام بازار سرمایه را طی سالهای 93 تا 95 به خود اختصاص داده است. بنابراین با توجه به اهمیت و جایگاه صنعت پتروشیمی در بازار سرمایه، بررسی و ارزیابی عوامل و متغیرهای که بر قیمت سهام این شرکت‌ها اثر گذار است بسیار مهم می‌باشد.

هدف از این مقاله آزمون الگوی قیمت گذاری CAPM و APT برای قیمت‌گذاری شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی فعال در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون سری زمانی GRS و رگرسیون مقطعی فاما مک‌بث است. در این راستا از داده‌های فصلی مربوط به بازده سهام 18 شرکت شیمیایی و پتروشیمی فعال در بورس اوراق بهادار و برخی متغیرهای مهم اقتصاد کلان مانند نرخ ارز واقعی، بازده کل بورس، بازده قیمت نفت، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی، مازاد بازده بدون ریسک، نرخ تورم، ریسک دارایی‌ها، نوسانات تولید ناخالص داخلی، عامل اندازه (SMB) و عامل تحریم به عنوان عوامل ریسک در دوره 1395-1386 استفاده شد. برای این منظور، ابتدا آزمون پایایی متغیرهای الگو انجام شد، سپس با استفاده از آزمون GRS و فاما مک‌بث به برقراری الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و الگوی قیمت‌گذاری آربیتراژ با استفاده از عامل‌های اقتصاد کلان و مالی پرداختیم.

نتایج الگوی CAPM حاکی از عدم برقراری این آزمون در بازار سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی است. و همچنین نتایج تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT) حاکی از برقراری این آزمون در بازار سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی است. و متغیرهای نرخ ارز، بازده کل بورس، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی و مازاد بازده بدون ریسک معنادار و منابع ریسک سیستماتیک در بازار سهام صنعت پتروشیمی هستند.

با توجه به یافته‌های پژوهش، به فعالان بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود برای پیش‌بینی بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی، به عامل‌های نرخ ارز، بازده کل بورس، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی و مازاد بازده بدون ریسک توجه داشته باشند.

6. منابع

الف) فارسی

احمدی، زانیار، حکیمیان، حسن، عامری، محمد احسان، گیوی، زهره. (1395). سازمان بورس اوراق بهادار مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی گروه آمار و تحلیل ریسک، گزارش آماری بازار سرمایه.

اسلامی، بیدگلی، غلامرضا، تهرانی، رضا، شیرازیان، زهرا. (1384). بررسی رابطه میان عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری بر اساس سه شاخص ترینر، جنسن و شارپ با اندازه (ارزش بازاری) و نقدشوندگی آنها. *فصلنامه علمی-پژوهشی تحقیقات مالی*، سال هفتم، شماره 1، صص 24-3.

سجادی، حسین، فرازمند، حسن، بادپا، بهروز. (1390). کاربرد تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی در بورس اوراق بهادار تهران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره 46، شماره 1، صص 66-45.

صمدی، سعید، شیرانی، زهره، داورزاده، مهتاب. (1386). بررسی میزان اثر پذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا(مدل‌سازی و پیش‌بینی). *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، سال چهارم، شماره 2، صص 25-51.

طیب نیا، علی، سورانی، داوود. (1392). عوامل کلان اقتصادی و شواهدی از تئوری قیمت گذاری آربیتراژ در بورس سهام تهران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاستهای اقتصادی*، سال 21، شماره 66، صص 23-38

راعی، رضا، پویان‌فر، احمد. (1393). *مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته*، انتشارات سمت، چاپ نهم.

فابوزی، فرانک جی، نیو ادوین اچ، زو گوفر.(1394). *اقتصاد مالی*، طالبلو رضا و عریانی بهاره، انتشارات سمت، چاپ اول 1394

محسنی دمنه، قاسم. (1386). چگونه تئوری قیمت گذاری مبتنی بر آربیتراژ را آزمون کنیم؟. *مدیریت نشریات علمی*، سال هفتم، شماره 27، صص 245-219.

رهنمای رود پشتی، فریدون، مرادی، محمد رضا. (1384). بررسی چگونگی سازوکار قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT) با استفاده از تحلیل عاملی در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه تحقیقات مالی*، سال هفتم، شماره 1، صص 96-65.

نمازی، محمد، محمد تبار کارسگری، حسن. (1386). بکارگیری مدل چند عاملی برای توضیح بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پیشرفت‌های حسابداری*، سال 26، شماره 1، صص 157-180.

Angrist, J. D., and Pischke, J. S. (2008). Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion. Princeton university press.

Baghdadabad, M. R. T., Nor, F. M., and Ibrahim, I. (2011). An Empirical Analysis of Funds'alternative Measures in the Drawdown Risk Measure (DRM) Framework. *Journal of Advanced Studies in Finance*, Vol.2, Issue.4, pp. 150-168.

Berry, M. A., Burmeister, E., and McElroy, M. B. (1988). Sorting Out Risks Using Known APT Factors. *Financial Analysts Journal*, Vol.44, Issue.2, pp. 29-42.

Chen, N. F., Roll, R., and Ross, S. A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of business*, Vol.59, No.3, pp. 383-403.

Cuthbertson, K. (1996). *Quantitative Financial Economics: Stocks, Bonds and Foreign Exchange*. Chichester [etc.]: Wiley, cop.

Demircioglu, E. (2015). Testing of Capital Assets Pricing Model (CAPM) in Cement Sector & Power Generation and Distribution Sector in Turkey. *International Journal of Advanced Multidisciplinary Research and Review (IJAMRR)*, Vol.3, Issue.4, pp.1-25.

Davidson, R., and MacKinnon, J. G. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press.

Elton, E. J., Gruber, M. J., Brown, S. J., and Goetzmann, W. N. (2009). *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. John Wiley & Sons.

Fama, E. F. (1990). Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity. *The Journal of Finance*, Vol.45, Issue.4, pp. 1089-1108.

Fama, E. F., and French, K. R. (1989). Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds. *Journal of financial economics*, Vol.25, Issue.1, pp. 23-49.

Fama, E. F., and MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of political economy*, Vol.81, No.3, pp. 607-636.

Jegadeesh, N., Kräussl, R., and Pollet, J. (2009). The Risk and Return Characteristics of Private Equity Using Market Prices. Working paper. Available from the Social Science Research Network eLibrary at: http://papers. ssrn. com/sol3/papers. Cfm, pp. 1-29.

Gibbons, M. R., Ross, S. A., and Shanken, J. (1989). A Test of the Efficiency of a Given Portfolio. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 57, No.5, pp. 1121-1152.

Goldfajn, I., and Valdes, R. (1999), the Aftermath of Appreciations, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, PP. 229–262.

Groenewold Fraser, N. (1997). Share Prices and Macroeconomic Factors. *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol.24, No.9-10, pp. 1367-1383.

Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, Vol.13, Issue.3, pp. 341-360.

Schwert, G. W. (1990). Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence. *The Journal of Finance*, Vol.45, Issue.4, pp. 1237-1257.

Yang, Y., Tan, Z., and Zou, J. (2010). Applicability of Arbitrage Pricing Theory on Chinese Security Market. *IEEE: in Business Intelligence and Financial*, Third International Conference on Business Intelligence and Financial Engineering, pp. 179-182.

Watsham, T.J. and Parramore, K. (1997). *Quantitative Methods in Finance*.1st edition. United Kingdom, London. Thomson Learning.