پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی
سال نهم، شماره‌ی ۱(پیاپی۳۲)، بهار ۸۸

بررسی عامل های ریسکی مؤثر بر بازده سهام شرکت های فعال در صنعت پتروشیمی

محسن دستگیر*
سید حسین سجادی**
ولی خدادادی***
پژمان خلیلی****

تاریخ دریافت : ۸۷/۱/۲۱ **تاریخ پذیرش:**۸۷/۹/۱۷

چکیده

این تحقیق عوامل ریسکی تأثیر گذار بر مازاد بازده‌ی سهام شرکت های فعّال در صنعت پتروشیمی را در دوره‌ی زمانی۱۳۸۲-۱۳۸۴ به صورت ماهانه مورد بررسی قرار داده است. با استفاده از مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، متغیّرهای مازاد بازده‌ی بازار، درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز، درصد تغییرات نرخ تورم و درصد تغییرات قیمت نفت خام مورد استفاده قرار گرفتند. نتایج آزمون فرضیه‌ها حاکی از این است که ضریب متغیّر مازاد بازده‌ی بازار از لحاظ آماری معنی دار بوده است؛ به دلیل این‌که مقدار عددی این ضریب کمتر از یک است، این صنعت دارای ریسک سیستماتیک کمتری نسبت به بازار است. ضریب درصد تغییرات قیمت نفت خام نیز چون از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای علامت مثبت بوده است، دارای رابطه‌ی مستقیم با مازاد بازده‌ی صنعت پتروشیمی است. ضرایب سایر متغیّرها از لحاظ آماری معنی‌دار تشخیص داده نشدند.

واژه‌های کلیدی: شاخص بازار، شاخص صنعت، نظریه‌ی قیمت گذاری آربیتراژ، مازاد بازده‌ی سهام

طبقه بندی JEL: G12, G14

* نویسنده مسئول - استاد گروه حسابداری دانشگاه شهید چمران
** دانشیار گروه حسابداری دانشگاه شهید چمران
*** استادیار گروه حسابداری دانشگاه شهید چمران
**** کارشناس ارشد

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

تعادل بین ریسک و بازده یکی از مهم‌ترین موضوعاتی است که همیشه مدّنظر قرار گرفته است. افرادی که در پی مدیریت پورتفوی ، بودجه بندی سرمایه‌ای یا داد و ستد اوراق بهادار هستند، همیشه به ارتباط بین ریسک و بازده توجه داشته اند. این موضوع، به خصوص در صنایعی مانند صنایع مرتبط با منابع طبیعی که نوسانات زیادی دارد، بیشتر مصداق پیدا می‌کند.

مشابه مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای[1]، مدل‌هایی بر مبنای عوامل مختلف اقتصادی طراحی شده اند که بازده را به ریسک های متعددی مربوط می‌دانند. نظر آن است که ریسک های غیر قابل اجتناب را با عوامل مختلف اندازه گیری کنیم. یکی از مزایای این گونه مدل ها، پردازش شیوه هایی است که در آن‌ها تأثیر عامل های ریسکی مختلف بر روی نوع خاصی از سهام اندازه گیری می‌شود. یکی از این مدل ها، مدل قیمت گذاری آربیتراژ[2] است که میزان تأثیر عامل های ریسکی اقتصادی را بر بازده مطرح می‌کند. در این نظریه این‌گونه آمده است که، سهام مختلف دارای حساسیت های متفاوت نسبت به چنین عوامل سیستماتیکی است و بخش عمده‌ی سرچشمه های ریسک سهام در این عوامل نهفته است.

۲- اهمیت موضوع

بررسی صنایع فعّال در بازار سهام به صورت جداگانه و انفرادی و ارزیابی علت رکود و رونق آن ها می‌تواند به ارائه‌ی رهنمودهای کاربردی برای اصلاح و کارآمد شدن آن ها و در نهایت بازار بینجامد. بیشتر فراوردهای صنعتی مانند وسایل خانگی، انواع رنگ‌ها، وسایل بسته بندی و غیره از فرآوردهای صنعت پتروشیمی به عنوان مواد اولیه در ساخت آن ها استفاده شده است. صنعت پتروشیمی در ایران از ویژگی های منحصر به فردی مانند وفور مواد اولیه برخوردار است. هم‌چنین با امکان ایجاد ارزش افزوده‌ی زیاد و به شرط مدیریت صحیح، می تواند به عنوان صنعت پیشرو به محور توسعه‌ی صنعتی تبدیل شود. با توجه به مطالب مزبور و عوامل تأثیر گذار بر بازده‌ی شرکت های فعّال در

1-Capital Assets Pricing Model
2-Arbitrage Pricing Theory

Archive of SID

www.SID.ir

این صنعت و در نتیجه شاخص قیمت (بازده سهام) این صنعت می تواند مورد بررسی و تحقیق قرار گیرد.

یکی از اهداف این تحقیق می تواند افزایش توانایی سرمایه‌گذاران در درک بهتر رابطه‌ی بین ریسک و بازده در مورد سهام صنعت پتروشیمی باشد. در ضمن از نتایج این تحقیق می توان در انتخاب مدل های تصمیم گیری سرمایه گذاران و انتخاب پرتفوی مناسب جهت سرمایه گذاری استفاده کرد.

۳-پیشینه‌ی تحقیق

اولین آزمون نظریه‌ی قیمت گذاری آربیتراژ از سوی گهر در سال ۱۹۷۸ و مهم ترین آزمون، از جانب راس و رول در سال ۱۹۸۰ انجام شد، (الکساندر[1] ،۱۹۸۶). روش شناسی راس و رول شبیه به روش تحقیق به‌کار رفته از سوی بلک، جنسن و شولز (۱۹۷۲) در آزمون مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه‌ای بود. نتایج مطالعه‌ی راس و رول مشخص کرد که حداقل سه و احتمالاً چهار عامل در قیمت گذاری دارایی ها مهم هستند. در بررسی های بعدی از سوی راس رول در سال های ۱۹۸۳ و ۱۹۸۴ آنان چهار عامل اقتصادی شامل تغیرات تورم، تغییرات تولیدات صنعتی، تغیرات نرخ بهره‌ی اوراق قرضه و شیب ساختار نرخ بهره را در قیمت گذاری دارایی ها تأثیر گذار یافتند (هاوگن[2]، ۱۹۹۷). مدل مورد استفاده برای قیمت گذاری سهام در این‌گونه صنایع مدل چند عاملی بازار است که با استفاده از آن می‌توان عامل های ریسکی مختلفی را در مدل وارد کرد و میزان تأثیرگذاری آن عامل‌ها را سنجید، (جورین[3]، ۱۹۹۰؛ هو[4]، ۱۹۹۴؛ فاف و چن[5]، ۱۹۹۸ و فاف و بریلسفورد[6]، ۱۹۹۹).

براون و اوتسوکی[7] (۱۹۹۰) با استفاده از مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، متغیّر قیمت نفت خام را در مورد بازده‌ی سهام شرکت های ژاپنی مورد بررسی قرار دادند و این متغیّر جزء متغیّرهای تأثیرگذار شناخته شد. جونز و کاول[8] (۱۹۹۶) به بررسی تأثیر

1-Alexander
2-Hugen
3-Jorion
4-Khoo
5-Faff and Chen
6-Faff and Brailsford
7-Brown and Otsoki
8-Jones and Kaul

Archive of SID

www.SID.ir

قیمت نفت خام و بازار سهام در مورد شرکت های آمریکایی، کانادایی، انگلیسی و ژاپنی پرداختند و دریافتند که بازار سهام شرکت های آمریکایی و کانادایی به نسبت شرکت های انگلیسی در ژاپن کمتر واکنش نشان داده است. کلیر و توماس[1] (۱۹۹۴)، قیمت نفت خام را بر بازار سهام انگلستان تاثیرگذار یافتند و در تحقیق خود تأثیر قیمت نفت خام را بر بازده‌ی سهام شرکت های انگلیسی اثبات کردند.

متغیّر نرخ تسعیر ارز به عنوان متغیّری برای انعکاس عامل ریسکی نرخ های تسعیر ارز در نظر گرفته شده است. نرخ تسعیر ارز به طور مشخص در مورد شرکت های چند ملیتی و شرکت های فعال در صنایع منابع طبیعی (از قبیل شرکت های نفتی، پتروشیمی، معادن) عاملی بسیار تأثیرگذار است (جورین،۱۹۹۰). براون و اوتسوکی (۱۹۹۰) با استنباط از مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، متغیّر نرخ تسعیر ارز را در مورد شرکت های ژاپنی مورد بررسی قرار دادند و این متغیّر در مدل آنان معنی دار شناخته شد. مورلی[2] (۲۰۰۲) در تحقیق خود رابطه‌ی بین نرخ تسعیر ارز (مارک- پوند) و بازار سهام شرکت ها را در مورد شرکت های انگلیسی مورد بررسی قرار داد و این متغیّر را دارای توان توضیح‌دهی برای تغییرات در بازار سهام شرکت ها ندانست. ونگ‌بانگپو و شارما[3] (۲۰۰۲) در تحقیق خود رابطه‌ی بین نرخ تسعیر ارز و بازار سهام شرکت ها را در مورد کشورهای آسیایی جنوب شرقی شامل: اندونزی، فیلیپین، مالزی، سنگاپور و تایلند مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که این متغیّر را می‌توان متغیّری تأثیرگذار در مورد بازار سهام شرکت های مذکور در نظر گرفت.

شورت[4] (۱۹۸۹)، لیلیوبلوم[5] (۱۹۹۷)، مورلی (۲۰۰۲)، ونگ‌بانگپو و شارما (۲۰۰۲)، عبدالله و هایورث[6] (۱۹۹۳) در تحقیق خود با استفاده از متغیّر تورم به این نتیجه رسیدند که این متغیّر عاملی تأثیرگذار در مورد شرکت های مورد مطالعه است. فاما[7] (۱۹۸۱) دریافت که رابطه‌ی معنی‌داری بین تورم و بازار سهام عادی شرکت های

1-Clare and Thomas
2-Morelli
3-Wongbangpo and Sharma
4-Schwert
5-Lillioblom
6-Abdullah and Hayworth
7-Fama

Archive of SID

www.SID.ir

آمریکایی وجود دارد. چن، رول و راس[1] (۱۹۸۶) با استفاده از مدل چند عاملی، تأثیر متغیّر تورم را در توضیح‌دهی تغییرات بازار سهام شرکت های آمریکایی مورد بررسی قرار دادند. پون و تیلور[2] (۱۹۹۱) همان متغیّرهای به کارگرفته شده توسط چن و همکاران (۱۹۸۶) را در مورد شرکت های انگلیسی به کار بردند و به نتایج تقریباً متفاوتی با آن‌چه چن و همکاران یافته بودند، دست یافتند. جرد و ساتم (۱۹۹۹) در تحقیق خود رابطه‌ی بین نرخ تورم و بازار سهام شرکت های نروژی را مورد آزمایش قرار دادند و این متغیّر، از لحاظ آماری متغیّری ، معنی دار شناخته شد. تحلیل مدل نظریه‌ی قیمت گذاری آربیتراژ بر حسب دو عامل، برای درک ارتباط بین آربیتراژ و تعادل و هم‌چنین ارائه‌ی روشی برای مقایسه‌ی این مدل با مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه ای سودمند خواهد بود (فارل، ۱۹۹۷).

شاخص بازار مورد استفاده به عنوان متغیّر جانشینی برای تغییرات کلی اقتصاد است. شاخص بازار، عاملی است که در تعیین بازده‌ی منتظره و صرف ریسک، بسیار تأثیرگذار است (فاما و فرنچ ،۱۹۸۹ و فرنس و هاروی[3]، ۱۹۹۱).

مدل قیمت‌گذاری دارایی ثابت که شارپ و لینتز (۱۹۶۵) ابداع کردند، مدلی بود که در آن تنها با استفاده از شاخص بازار می‌توان اوراق بهادار را ارزشیابی کرد. این مدل تک عاملی را بعدها بلوم و فرند (۱۹۷۳) و فاما و مک‌بث[4] (۱۹۷۳) نیز در مورد ارزشیابی اوراق بهادار به‌کار گرفته اند. آنتونیو و همکاران (۱۹۹۸) در تحقیق جامع خود بازار سهام شرکت های انگلیسی را با متغیّر شاخص کلی بازار مقایسه کردند و به ارزیابی رابطه‌ی دو متغیّر پرداختند. از آن‌جایی که در ایران روی مدل قیمت گذاری آربیتراژی کار نشده است، تحقیقاتی در این زمینه یافت نشد. اما تحقیقاتی که عوامل اقتصادی را با بازده سهام بررسی کرده اند به شرح زیر معرفی می شوند:

عزیزی (۱۳۸۶) در تحقیقی به بررسی و آزمون تجربی ارتباط بین تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. او با استفاده از آمار ماهانه‌ی تورم، بازده نقدی، بازده کل (نقدی و قیمت) و شاخص قیمت سهام در دوره‌ی ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۲ و با به

1-Roll, Ross and Chen
2-Poon & Taylor
3-Ferson and Harvey
4-Fama and Mac Beth

Archive of SID

www.SID.ir

کارگیری روش«VAR»[1] و آزمون علیت گرنجری، رابطه‌ی متغیّرهای فوق را مورد آزمون کمّی قرار داد. نتایج به دست آمده از تحقیق نشان می‌داد که تورم توضیح دهنده‌ی شاخص بازده نقدی و بازده کل است ؛ اما توضیح دهنده‌ی شاخص قیمت سهام نیست. از سوی دیگر، بازده نقدی، بازده کل و شاخص قیمت سهام توضیح دهنده-ی تورم نیستند. این یافته با نتایج به‌دست آمده از آزمون علیت گرنجری درباره‌ی بازده قیمت، بازده کل و شاخص قیمت سهام نیز تأیید شد.

محمد برزنده (۱۳۷۶) با استفاده از اطلاعات متغیّرهای شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران، نرخ ارز، شاخص قیمت وسایط نقلیه و شاخص قیمت مسکن برای دوره‌ی زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۶ به بررسی تأثیر متغیّرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام پرداخت. او برای تجزیه و تحلیل داده‌های خود از روش خود توضیح برداری استفاده کرد . نتایج تحقیق وی نشان داد که سهم متغیّرهای یاد شده در تغییرات شاخص قیمت سهام اندک است. این نتیجه بیان کننده‌ی این است که وجود اختلال‌ها و نوسانات مربوط به بازارهای وسایط نقلیه و ارز به صورت قوی قابل تسرّی به بازار بورس نیست.

حسن قالیباف اصل (۱۳۸۱) در مطالعه‌ی خود به بررسی رابطه‌ی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران و نرخ ارز برای دوره‌ی زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۰ پرداخت. متغیّرهای بازده (ناشی از تغییر شاخص قیمت سهام شرکت‌ها)، درصد تغییرات نرخ ارز و بازده سهام شاخص بازار که به صورت شش ماهه انتخاب شده بودند. نتایج مطالعه‌ی وی نشان داد که درصد تغییرات نرخ ارز اثر منفی بر روی بازده سهام، ولی درصد تغییرات نرخ ارز با یک وقفه‌ی زمانی اثر مثبت بر بازده سهام شرکت‌ها دارد.

مصطفی کریم زاده (۱۳۸۴) به بررسی رابطه‌ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با متغیّرهای کلان پولی پرداخت و برای رسیدن به این هدف از داده‌های ماهانه‌ی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۱ برای متغیّرهای شاخص قیمت سهام بورس، نقدینگی، نرخ ارز، و نرخ سود واقعی بانکی استفاده کرد. او به منظور برآورد اقتصادسنجی معادله از روش خود رگرسیون برداری با وقفه های توزیعی «ARDL»[2] استفاده کرد. نتیجه‌ی برآورد نشان داد که یک بردار هم‌جمعی بین شاخص قیمت سهام

1-Vector Auto-Regressive
2-Auto Regressive Distributed Lag

Archive of SID

www.SID.ir

بورس و متغیّرهای کلان پولی وجود دارد. رابطه‌ی بلندمدت برآورد شده تأثیر مثبت معنی دار نقدینگی و تأثیر منفی معنادار نرخ ارز و نرخ سود واقعی بانکی بر شاخص قیمت سهام بورس را نشان می‌دهد.

۴- متغیّرهای مورد بررسی

متغیّر وابسته: وابسته‌ی تحقیق، متغیّر بازده سهام شرکت ها است. برای محاسبه‌ی بازده سهام شرکت های مورد بررسی باید عوامل افزایش سرمایه، منبع افزایش سرمایه و زمان افزایش سرمایه را مدّ نظر قرار داد و باید برای محاسبه‌ی بازده با توجه به عوامل مزبور، از فرمول‌های زیر استفاده شود (دستگیر و خدابنده، ۱۳۸۲):

۱) اگر شرکت افزایش سرمایه نداشته باشد. در این صورت:

(۱)

$$R = \frac{(P_1 - P_0) + DPS}{P_0}$$

که در آن R بازده سهام شرکت؛ P_1 قیمت بازار سهام شرکت در پایان سال مالی؛ P_0 قیمت بازار سهام شرکت در ابتدای سال مالی و DPS سود نقدی هر سهم شرکت طی دوره‌ی مالی است.

۲) افزایش سرمایه از محل اندوخته‌ها باشد: در این صورت با توجه به زمان افزایش سرمایه دو حالت به شرح زیر وجود دارد:

حالت اول: اگر افزایش سرمایه قبل از مجمع عمومی عادی باشد:

(۲)

$$R = \frac{(1+\alpha)(P_1 + DPS) - P_0}{P_0}$$

که دو فرمول مزبور α درصد افزایش سرمایه است.

حالت دوم: اگر افزایش سرمایه پس از مجمع عمومی عادی باشد:

(۳)

$$R = \frac{(1+\alpha)P_1 + DPS - P_0}{P_0}$$

Archive of SID

www.SID.ir

۳) اگر افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده‌های نقدی باشد. در این مورد نیز دو حالت به شرح زیر وجود دارد:

حالت اول: اگر افزایش سرمایه قبل از مجمع عمومی عادی باشد:

(۴)

$$R=\frac{(1+\alpha)(P_1+DPS)-P_0-\alpha(par\ value)}{P_0+\alpha(par\ value)}$$

حالت دوم: اگر افزایش سرمایه پس از مجمع عمومی عادی باشد:

(۵)

$$R=\frac{(1+\alpha)P_1+DPS-P_0-\alpha(par\ value)}{P_0+\alpha(par\ value)}$$

۴) اگر افزایش سرمایه از محل اندوخته‌ها، مطالبات و آورده‌های نقدی سهامداران باشد، در این صورت دو وضعیت به شرح زیر به‌وجود می‌آید:

حالت اول: اگر افزایش سرمایه قبل از مجمع عمومی عادی باشد:

(۶)

$$R=\frac{(1+\alpha_1+\alpha_2)(P_1+DPS)-P_0-\alpha_1(par\ value)}{P_0+\alpha_1(par\ value)}$$

حالت دوم: اگر افزایش سرمایه پس از مجمع عمومی عادی باشد:

(۷)

$$R=\frac{(1+\alpha_1+\alpha_2)P_1+DPS-P_0-\alpha_1(par\ value)}{P_0+\alpha_1(par\ value)}$$

که α_1 درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده‌های نقدی؛ α_2 درصد افزایش سرمایه از محل اندوخته‌ها و $\alpha(par\ value)$ درصد افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده‌های نقدی به ارزش اسمی هر سهم است.

۵- متغیّرهای مستقل تحقیق

متغیّر های مستقل مورد استفاده در تحقیق عبارتند از مازاد بازده ماهانه‌ی بازار، درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز، درصد تغییرات نرخ تورم و درصد تغییرات قیمت نفت خام. مازاد بازده ماهانه‌ی بازار حاصل تفاضل بازده ماهانه‌ی سهام کلیه شرکت های

Archive of SID

www.SID.ir

پذیرفته شده در بورس و نرخ بازده بدون ریسک بوده است. پیشتر درباره‌ی نحوه‌ی محاسبه‌ی مازاد بازده توضیحاتی ارائه شد.

دومین متغیّر مستقل، درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز بوده است. با توجه به ماهیت صادراتی محصولات پتروشیمی پیش بینی می‌شود که نوسانات و تغییرات در نرخ تسعیر ارز با بازده‌ی شرکت های پتروشیمی رابطه داشته باشد. در این تحقیق با توجه به فروش نفت اوپک به دلار آمریکا، نرخ برابری دلار آمریکا – ریال ایران در نظر گرفته شده و در محاسبات آورده شده است.

سومین متغیّر مستقل، درصد تغییرات نرخ تورم بوده است. متغیّر در مجله‌های منتشر شده‌ی بانک مرکزی با عنوان شاخص قیمت مصرف کننده ارائه شده است. با توجه به شاخص ارائه شده، متغیّر مورد استفاده در تحقیق، درصد تغییرات نرخ تورم، محاسبه شد. در بیشتر تحقیقات انجام شده، تغییرات نرخ تورم به عنوان عامل بالقوه‌ی تأثیر گذار بر بازده شرکت ها در نظر گرفته شده است. در این تحقیق نیز این متغیّر به عنوان عاملی که احتمالاً می تواند بر بازده این شرکت ها تأثیر داشته باشد، در مدل آورده شد.

در نهایت، آخرین متغیّری که در مدل به عنوان متغیّر مستقل وارد شد، درصد تغییرات قیمت نفت خام بود. زیرا، نفت خام ماده‌ی اولیه‌ی تولید محصولات پتروشیمی است، بنابراین می توان تغییرات در قیمت نفت خام را به عنوان متغیّری که می تواند بر بازده شرکت های پتروشیمی تأثیرگذار باشد، در نظر گرفت.

۶- فرضیه‌های تحقیق

در تحقیق حاضر برای شناسایی عامل های ریسکی و میزان تأثیر آن بر مازاد بازده‌ی شرکت های پتروشیمی، فرضیه هایی به شرح زیر تدوین شد:

فرضیه‌ی اول: بین مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی و مازاد بازده‌ی بازار رابطه وجود دارد.

فرضیه‌ی دوم: بین مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی و درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز رابطه وجود دارد.

فرضیه‌ی سوم: بین مازاد بازده ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی و درصد تغییرات نرخ تورم رابطه وجود دارد.

Archive of SID

www.SID.ir

فرضیه‌ی چهارم: بین مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی و درصد تغییرات قیمت نفت خام رابطه وجود دارد.

۷-روش تحقیق

در این تحقیق به منظور تخمین مدل از روش حداقل مربعات معمولی[1] استفاده شد. در مرحله‌ی اول برای هر کدام از عامل های ریسکی به طور جداگانه معادله‌ی رگرسیون خطی تک عاملی تخمین زده شد و در مرحله‌ی دوم برای تمامی متغیّر ها به صورت کلی معادله‌ی رگرسیون به صورت چند عاملی تخمین زده شد.

در قسمت مربوط به آزمون هر فرضیه علاوه بر تشخیص معنی داری یا معنی دار نبودن ضرایب مدل، فرض های کلاسیک مربوط به تخمین رگرسیون نیز آزمایش شده است. در حالت کلی اگر خط رگرسیون به صورت معادله‌ی (۸) باشد:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \qquad (۸)$$

آن‌گاه β_1 و β_2 ضرایبی هستند که با استفاده از تخمین به دست می آیند. اما معادله-ی (۸) نشان می دهد که Y_i هم به X_i و هم به ε_i بستگی دارد. از این رو، فرضیاتی مبتنی بر متغیّر X_i و جمله‌ی خطا (ε_i)، برای تفسیر معتبری از تخمین های رگرسیون، اهمیت دارند (ابریشمی، ۱۳۸۳ :۷۴). آن‌چه به عنوان مدل رگرسیون خطّی عمومی معروف بوده مبتنی بر فرضیات زیر است:

فرض اول: میانگین ε_i ها صفر است. تمام آن‌چه که این فرض بیان می کند این است که عواملی که در مدل به طور صریح ذکر نشده اند، در ε_i قرار گرفته اند ؛ از این رو به طور منظم مقدار میانگین Y را متأثر نخواهد کرد.

فرض دوم: عدم وجود خود همبستگی بین ε_i ها. به بیان دیگر، فرض می‌کند که جملات اخلال ε_i و ε_j همبستگی ندارند یا مبیّن عدم وجود خود همبستگی است.

فرض سوم: یکسانی(همسانی) واریانس ε_i ها . این فرض بیان می‌کند، که ε_i برای هر X_i عدد ثابت و مثبتی معادل σ^2 است.

فرض چهارم: مدل رگرسیون به طور دقیقی تصریح شده است. به بیان دیگر، فرض بر این است که خطای تصریح در مدل وجود ندارد.

1-OLS

Archive of SID

www.SID.ir

مدل آزمون فرضیه‌ی اول- در آزمون فرضیه‌ی اول خط رگرسیون بین مازاد بازده ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی و مازاد بازده ماهانه‌ی بازار به شرح زیر تخمین زده شد:

$$PETI = \alpha + \beta_{MARI} MARI + \varepsilon \qquad (۹)$$

که درآن:

$PETI$ مازاد بازده ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی ، $MARI$ مازاد بازده ماهانه‌ی بازار، β_{MARI} بتای بازار و ε جمله خطا است.

مدل آزمون فرضیه‌ی دوم- در آزمون فرضیه‌ی دوم رگرسیون خطی بین مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی و درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز به شرح زیر تخمین زده شد:

$$PETI = \alpha + \beta_{EXCG} EXCH + \varepsilon \qquad (۱۰)$$

که در آن:

$PETI$ مازاد بازده ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی، $EXCH$ درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز، β_{EXCH} بتای نرخ تسعیر ارز و ε جمله خطا بوده است.

مدل آزمون فرضیه‌ی سوم- در آزمون فرضیه‌ی سوم رگرسیون خطی بین مازاد بازده ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی و درصد تغییرات نرخ تورم به شرح زیر تخمین زده شد:

$$PETI = \alpha + \beta_{INF} INF + \varepsilon \qquad (۱۱)$$

که در آن:

$PETI$ مازاد بازده ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی، INF درصد تغییرات نرخ تورم، β_{INF} بتای تورم و ε جمله خطا بوده است.

مدل آزمون فرضیه‌ی چهارم- آزمون فرضیه‌ی چهارم رگرسیون خطی بین مازاد بازده ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی و درصد تغییرات قیمت نفت خام به شرح تخمین زده شد:

Archive of SID

www.SID.ir

$$PETI = \alpha + \beta_{OIL} OIL + \varepsilon \qquad (۱۲)$$

که در آن:

$PETI$ مازاد بازده ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی، OIL درصد تغییرات قیمت نفت خام، β_{OIL} بتای قیمت نفت خام و ε جمله خطا است.

در نهایت، معادله‌ی رگرسیون چند عاملی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی شامل تمامی عوامل ریسکی به شرح زیر تخمین زده شد:

(۱۳)

$$PETI = \alpha + \beta_{MARI} MARI + \beta_{EXCH} EXCH + \beta_{INF} INF + \beta_{OIL} OIL + \varepsilon$$

که در آن:

$PETI$ مازاد بازده ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی؛ $MARI$ مازاد بازده ماهانه‌ی بازار؛ $EXCH$ درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز، INF درصد تغییرات نرخ تورم؛ OIL درصد تغییرات قیمت نفت خام؛ β_{MARI} بتای بازار، β_{EXCH} بتای نرخ تسعیر ارز؛ β_{INF} بتای تورم؛ β_{OIL} بتای قیمت نفت خام و ε جمله خطا بوده است.

۸-یافته‌های تحقیق

۸-۱-نتایج آزمون فرضیه های تحقیق

فرضیه‌ی اول: بین مازاد بازده ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی و مازاد بازده بازار رابطه وجود دارد.

جدول شماره‌ی یک - نتایج آزمون فرضیه‌ی اول

فرضیه	متغیّر	R-squared	ضریب	Prob(Coe)	آماره ی t	Prob(F)	D.W.
۱	مازاد بازده بازار	۰/۱۵۶	۰/۲۷۹	۰/۰۱۷	۲/۵۰۴	۰/۰۱۷	۲/۴۶۴

همان طور که در جدول شماره‌ی یک مشاهده می شود مقدار پارامتر β_{MARI} برابر ۰/۲۷۹ تخمین زده شد. این ضرایب در سطح اطمینان ۹۵درصد پذیرفته می شوند؛ زیرا احتمال به دست آمده برای آن ۰/۰۱۷ و آماره‌ی t مربوط به پارامتر ۲/۵۰۴ می باشد. به این ترتیب، فرضیه‌ی H_0 که بیان کننده‌ی عدم وجود رابطه بین مازاد بازده شرکت های پتروشیمی و مازاد بازده بازار است، رد می‌شود و فرضیه‌ی H_1 که مبیّن

Archive of SID

www.SID.ir

وجود رابطه بین مازاد بازده شرکت های پتروشیمی و مازاد بازده بازار است، پذیرفته می شود. یکی از مهم‌ترین عوامل هر تخمین، ضریب تعیین یا تشخیص است. مقدار عددی ضریب تعیین مبیّن میزان تشریح تغییرات متغیّر وابسته با متغیّر مستقل است. ضریب تعیین تعدیل شده‌ی مدل($\overline{R}^2$) نیز برابر ۰/۱۳۱ است.

آماره‌ی فیشر و احتمال این آماره به ترتیب ۶/۲۷۱ و ۰/۰۱۷ است. بدین معنی که مدل به صورت کلی در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار است. همان طور که پیشتر توضیح داده شد، هدف از رگرسیون تنها تخمین ضرایب نیست؛ بلکه در مرحله‌ی بعدی باید فرض های کلاسیک مربوط به رگرسیون را نیز آزمایش کرد. فرض اول این‌گونه بیان شد که جملات خطا در خط رگرسیون تخمین زده شده دارای توزیع نرمال است. با انجام آزمایش نرمالیتی در مورد فرضیه‌ی اول این نتیجه به دست آمد که جملات خطا در آزمایش فرضیه‌ی اول نرمال هستند.

آماره‌ی دوربین- واتسون[1] در رگرسیون تخمین زده شده برابر ۲/۵۴۷ است. بنابراین، در سطح اطمینان ۹۵درصد مدل تخمین زده شده دارای مشکل خود همبستگی نیست. نتیجه‌ی آزمون ناهمسانی واریانس حاکی از این است که جملات خطا در مدل در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارای مشکل ناهمسانی واریانس نیست. در آخرین فرض از فرض های کلاسیک رگرسیون، ادعا می‌شود که مدل رگرسیون به طور دقیقی تصریح شده است یا خطای تصریح در مدل وجود ندارد. با انجام آزمایش های مربوط این نتیجه به دست آمد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، مدل به دقت تصریح شده است و خطای تصریح در مدل وجود ندارد.

۸-۲-نتایج آزمون فرضیه‌ی دوم

فرضیه‌ی دوم: بین مازاد بازده ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی و درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز رابطه وجود دارد.

همان طور که در جدول شماره‌ی دو مشاهده می شود، پارامتر های α و β_{EXCH} به ترتیب ۲/۲۱۱ و ۰/۷۷۲ می باشد. اما با توجه به آماره‌ی t و احتمال مربوط به بتای درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز، در مشخص می شود که بتای درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز در سطح اطمینان ۹۵درصد از لحاظ آماری معنی دار نیست.

1-Durbin-Watson

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی دو - نتایج آزمون فرضیه‌ی دوم

فرضیه	متغیّر	R-squared	ضریب	Prob(Coe)	آماره ی t	Prob(F)	D.W.
۲	درصد تغییرات نرخ ارز	۰/۰۱۱	۰/۷۷۲	۰/۵۴۰	۲/۵۲۱	۰/۵۴۰	۲/۲۵۳

۸-۳-نتایج آزمون فرضیه‌ی سوم

فرضیه‌ی سوم: بین مازاد بازده ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی و درصد تغییرات نرخ تورم رابطه وجود دارد.

با توجه به خط رگرسیون تخمین زده شده، نتایج تخمین در جدول شماره‌ی سه ارائه شده است. در جدول مزبور مشاهده می شود که مقادیر پارامتر های α و β_{INF} به ترتیب ۱/۰۸۲ و ۱/۲۲۲ است. با در نظر گرفتن آماره‌ی t و احتمال مربوط به این پارامتر ها در این نتیجه به دست می آید که ضرایب تخمین زده شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار نیستند. به بیان دیگر، در سطح خطای پنج درصد این اعداد را به عنوان اعداد معنی دار نمی توان پذیرفت.

جدول شماره ی سه - نتایج آزمون فرضیه‌ی سوم

فرضیه	متغیّر	R-squared	ضریب	Prob(Coe)	Prob(F)	D.W.
۳	درصد تغییرات نرخ تورم	۰/۰۵۳	۱/۲۲۱	۰/۱۷۵	۰/۱۷۵	۲/۱۰۴

۸-۴-نتایج آزمون فرضیه‌ی چهارم

فرضیه‌ی چهارم: بین مازاد بازده ماهانه‌ی شرکت های پتروشیمی و درصد تغییرات قیمت نفت خام رابطه وجود دارد.

نتایج تخمین مدل مربوط به این فرضیه در جدول شماره‌ی یک نشان داده شده است.

آزمون فرضیه‌ی چهارم نیز با تخمین خط رگرسیون انجام گرفت. نتایج تخمین را می توان در جدول شماره‌ی چهار مشاهده نمود. با توجه به جدول شماره‌ی چهار مشاهده می شود که β_{OIL} برابر ۰/۴۸۷ می باشد و احتمال آن ۰/۰۰۰ است. بدین

Archive of SID

www.SID.ir

معنی که در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح خطای ۵ درصد) بتای درصد تغییرات قیمت نفت خام (β_{OIL}) معنی دار می باشد. R^2 مدل تخمین زده شده برابر ۰/۵۱ است. با توجه به احتمال آماره‌ی فیشر (۰/۰۰۰) می توان دریافت که مدل به صورت کلی معنی دار است. آزمون‌های مربوط به فروض کلاسیک رگرسیون نیز نشان دهنده‌ی تأیید فروض مطرح شده در مورد رگرسیون است.

جدول شماره‌ی چهار - نتایج آزمون فرضیه‌ی چهارم

فرضیه	متغیّر	R-squared	ضریب	Prob(Coe)	Prob(F)	D.W.
۴	درصد تغییرات قیمت نفت خام	۰/۵۰۵	۰/۴۸۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۴۶۰

۹-آزمون هم‌زمان متغیّرهای مستقل

در مرحله‌ی بعدی چهار متغیّر مستقل بحث شده به طور هم‌زمان در مدل آورده شدند و اثر هم‌زمان آن‌ها بر متغیّر وابسته سنجیده شد. به دلیل اهمیت مقدار عرض از مبدأ پارامتر α نیز در مدل وارد شد. با توجه به ستون احتمال جدول شماره‌ی پنج واضح است که متغیّر های مازاد بازده بازار($MARI$) و درصد تغییرات قیمت نفت خام (OIL) در سطح اطمینان ۹۵ درصد از لحاظ آماری معنی دار هستند و سایر متغیّر ها و مقدار عرض از مبدأ در این سطح اطمینان معنی دار نمی باشند. با توجه به مقدار $\overline{R}^2$ که برابر ۰/۶۵ می باشد، می توان گفت که مدل دارای قدرت تشریح قابل قبولی می باشد. احتمال آماره‌ی فیشر (۰/۰۰۰) نیز حاکی از معنی دار بودن مدل به صورت کلی و کیفیت رگرسیون با توجه به این آماره مورد تأیید است. آزمون‌های مربوط به خود همبستگی، ناهمسانی واریانس و نرمالیتی نیز انجام گرفت و نتایج نشان دادند که مدل تخمین زده شده هیچ کدام از فروض کلاسیک رگرسیون را رد نکرده است. با انجام آزمون رمزی تست نیز مشخص شد که مدل به خوبی تصریح شده است و خطای تورش در مدل وجود ندارد.

در این مرحله، به منظور ساده سازی مدل اقدام به حذف متغیّرهایی گردید که تأثیری بر متغیّر مستقل نداشتند. با توجه به اهمیت مبحث عرض از مبدأ در رگرسیون، علیرغم معنی دار نبودن مقدار عرض از مبدأ این پارامتر از مدل حذف نگردید و تا پایان

Archive of SID

www.SID.ir

کار در مدل وارد شد. با توجه به جدول شماره‌ی پنج احتمال مربوط به متغیّرهای درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز و درصد تغییرات نرخ تورم به ترتیب ۰/۲۲۸ و ۰/۳۴۶ است. در ابتدا، متغیّری که از لحاظ آماری کم اهمیت تر است، از مدل حذف می کنیم و آن متغیّر درصد تغییرات در نرخ تورم است.

با مقایسه‌ی نتایج مربوط به مدل کلی و مدل ساده شده در جدول شماره‌ی پنج می توان دید که تغییرات نا محسوسی در نتایج صورت گرفته است. کاهش بسیار کمی در ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده انجام گرفته که قابل اغماض است. تغییرات دیگر کاهش احتمال مربوط به مقدار عرض از مبدأ و بتای درصد تغییرات در نرخ تسعیر ارز می باشد. ولی این کاهش اندک است و باعث نشده است تا این مقادیر را در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی دار کند. یعنی با حذف متغیّر درصد تغییرات نرخ تورم تفاوت محسوسی در نتایج تخمین حاصل نشد و پارامتر های عرض از مبدأ و بتای درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز هم‌چنان در سطح خطای پنج درصد معنی دار نیستند.

در مرحله‌ی بعد، اقدام به حذف متغیّر درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز می کنیم. زیرا همان گونه که در جدول شماره‌ی پنج می توان ملاحظه کرد، ضریب تخمین زده شده‌ی این متغیّر در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته شده نیست و رد می شود. پیشتر نیز توضیح داده شد که به دلیل اهمیت مبحث عرض از مبدأ، این عامل علیرغم معنی دار نبودن از مدل حذف نمی گردد و تا مرحله‌ی آخر در مدل و تخمین ها لحاظ می شود. همان‌گونه که در جدول شماره‌ی پنج نشان داده شده است، در نتیجه‌ی حذف متغیّر درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز (به علت معنی دار نبودن ضریب) تغییر محسوسی در نتایج مدل مشاهده نمی شود. ضرایب تخمین زده شده برای متغیّر های مازاد بازده بازار و درصد تغییرات قیمت نفت خام به ترتیب ۰/۲۸۱ و ۰/۴۸۸ است و با توجه به احتمال این ضرایب می‌توان گفت که در سطح اطمینان ۹۵ درصد و هر سطح اطمینانی این ضرایب از لحاظ آماری معنی دار هستند. مقدار عرض از مبدأ ۰/۴۵۴ است ولی با توجه به احتمال مربوطه، در سطح اطمینان ۹۵ درصد این مقدار معنی دار نیست. ضریب تعیین تعدیل شده‌ی مدل نهایی ۰/۶۴۳ است. با توجه به آماره‌ی فیشر و احتمال این آماره (۳۲/۵۳ و ۰/۰۰۰) می توان گفت که مدل در کل معنی دار است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول شماره‌ی پنج - نتایج آزمون هم‌زمان متغیّرها

		INF	*XCH*	*OIL*	*MARI*	α	$\overline{R}^2$	Prob(F)	**D.W.**
مدل کلی	ضریب	۰/۵۱۷	-۰/۹۵۶	۰/۴۹۹	۰/۲۹۵	۰/۰۷۸	۰/۶۵۲	۰/۰۰۰	۱/۹۴۰
	احتمال	۰/۳۴۶	۰/۲۲۸	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۹۲۲			
مدل ساده شده	ضریب	-	-۱/۰۶۹	۰/۵۰۸	۰/۳۰۶	۰/۶۲۰	۰/۶۵۳	۰/۰۰۰	۲/۰۲۶
	احتمال	-	۰/۱۷۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۲۶۷			
مدل نهایی	ضریب	-	-	۰/۴۸۸	۰/۲۸۱	۰/۴۵۴	۰/۶۴۳	۰/۰۰۰	۲/۰۱۱
	احتمال	-	-	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	/۴۰۹ ۰			

در نهایت آزمون مربوط به وجود یا عدم وجود همبستگی خطی بین متغیّرهای مستقل و متغیّر وابسته انجام شد. معیار کلی بدین صورت است که اگر $VIF_i \geq 5$ باشد آن‌گاه x_i همبستگی خطی با بقیه x_i ها دارد. جایی که $VIF_i = \frac{1}{1-R_i^2}$ و R_i^2 ضریب تعیین است که از رگرسیون x_i نسبت به بقیه Xها به دست می آید. با توجه به جدول پیوست می توان دریافت که همبستگی خطی بین تمامی متغیّرها وجود ندارد.

۱۰- نتیجه‌گیری

در آزمون هم‌زمان متغیّر های مستقل و مدل نهایی بتای بازار (β_{MARI}) به ترتیب ۰/۲۹۵ و ۰/۲۸۱ بود. این معیار حساسیت مازاد بازده صنعت به مازاد بازده بازار را نشان می دهد. با توجه به مطالب گفته شده و نتیجه‌ی آزمون فرضیه‌ی اول می توان نتیجه گرفت که این صنعت دارای ریسک کمتری به نسبت کل بازار است. فاما و فرنچ (۱۹۸۹) و فرنس و هاروی(۱۹۹۱) نیز در تحقیقات خویش متغیّر شاخص بازار را عاملی مهم و

Archive of SID

www.SID.ir

تأثیر گذار بر بازده سهام شرکت ها یافتند و به این نتیجه رسیدند که این متغیّر در تعیین بازده منتظره و صرف ریسک عامل تعیین کننده‌ای است. آنتونیو و همکاران (۱۹۹۸) در تحقیق جامع خویش که از متغیّر شاخص بازار استفاده کرده بودند، این متغیّر را در میان متغیّر های مهم طبقه بندی کردند و رابطه‌ی آماری معنی داری بین شاخص بازار و بازده‌ی سهام یافتند. لازم به ذکر است که این متغیّر (شاخص بازار) در تمامی تحقیقات مالی که از مدل قیمت گذاری دارایی های سرمایه‌ای استفاده کرده‌اند، به عنوان یکی از اجزای اساسی مدل به کار گرفته شده اند. نکته‌ی بسیار مهمی که در این باره وجود دارد این مطلب است که ضرایب به دست آمده در مورد کل صنعت پتروشیمی است. یعنی این صنعت در مجموع، دارای ریسک کمتری نسبت به بازار است. امکان دارد شرکت های کوچکی در این صنعت وجود داشته باشند که ریسک انفرادی آن‌ها بیشتر از ریسک کلی بازار باشد. زیرا، ما ریسک کلی صنعت را در نظرشد و تحلیل چرایی بیشتر بودن ریسک شرکت های کوچک این صنعت در این مقوله نمی گنجد.

در فرضیه‌ی دوم رابطه‌ی بین مازاد بازده‌ی صنعت پتروشیمی و نرخ تسعیر ارز به آزمون گذاشته شد. در نتیجه‌ی این آزمون مقدار بتای نرخ تسعیر ارز (β_{EXCH}) برابر ۰/۷۷۲ تخمین زده شد؛ اما این مقدار در سطح اطمینان ۹۵درصد معنی دار نبود. می‌توان گفت که فرضیه‌ی رابطه‌ی بین مازاد بازده صنعت پتروشیمی و نرخ تسعیر ارز رد شد. دلایل مختلفی می تواند در تایید این مطلب وجود داشته باشد که به آن‌ها اشاره می شود. یونیدو[1] (سازمان توسعه‌ی صنعتی ملل متحد) در گزارشی به بررسی توان‌مندی صادرات پتروشیمی ایران پرداخته است. این گزارش مشکلات و موانع اصلی پیش روی صنعت پتروشیمی کشور را بررسی و ارائه کرده است. محدودیت‌های اصلی اثر گذار بر صادرات محصولات شیمیایی و پتروشیمیایی ایران عبارتند از: وابستگی دائمی به واردات ماشین‌آلات، تجهیزات و قطعات یدکی و وابستگی شدید به ارز خارجی برای سرمایه‌گذاری، هزینه‌های عملیاتی بالا، بوروکراسی گسترده و تغییرات پی در پی در قوانین و تعرفه‌های گمرکی، تولید بیش از نیاز بازارهای جهانی و فاصله‌ی طولانی بعضی از مجتمع‌های پتروشیمی از بنادر آبی، باعث صرف هزینه‌های سنگین

1-UNIDO

Archive of SID

www.SID.ir

حمل و نقل می‌شود. این مشکل را می‌توان با ایجاد بازارهای نزدیک در اروپای شرقی و جمهوری‌های استقلال یافته شوروی سابق برطرف ساخت. جورین (۱۹۹۰)، براون و اوتسوکی (۱۹۹۰)، ونگ‌بانگپو و شارما (۲۰۰۲) در تحقیقات خود متغیّر نرخ تسعیر ارز را عاملی تأثیر گذار در تعیین بازده سهام شرکت ها دانستند؛ اما مورلی (۲۰۰۲) رابطه‌ی نرخ تسعیر مارک-پوند را در مورد شرکت های انگلیسی تأثیر گذار نیافت و این متغیّر دارای توان توضیح دهی در مورد بازده سهام این شرکت ها نبود.

در فرضیه‌ی سوم، رابطه‌ی بین مازاد بازده‌ی شرکت های پتروشیمی و نرخ تورم به آزمون گذاشته شد. نتیجه‌ی این آزمون نشان داد که این دو متغیّر دارای رابطه‌ی آماری معنی داری نیستند. در مدلی که تمامی متغیّرها به صورت هم‌زمان وارد مدل شدند نیز متغیّر نرخ تورم از لحاظ آماری معنی دار نبود. یعنی در هر دو روش به کار گرفته شده این متغیّر، متغیّری تأثیر گذار بر مازاد بازده‌ی شرکت های پتروشیمی شناخته نشد. می توان این مطلب را این‌گونه توجیه کرد که به دلیل قمیت گذاری محصولات پتروشیمی از سوی دولت، تغییرات در سطح عمومی قیمت‌ها در نحوه‌ی قیمت گذاری این محصولات در نظر گرفته نمی شود. این نحوه‌ی قیمت گذاری چون بر مبنای ملاحظات سیاسی، اجتماعی و ... است و مبنای اقتصادی ندارد، یکی از مهم ترین عوامل اقتصادی یعنی، نرخ تورم را در نظر نمی گیرد. این نتیجه هم‌خوان با نتایج تحقیقات (شورِت، ۱۹۸۹) و (پون و تیلور،۱۹۹۱) بود. ولی چن، رول و راس (۱۹۸۶)، عبدالله و هایورث (۱۹۹۳)، لیلیوبلوم (۱۹۹۷)، ستوکس و نیوبرگر (۱۹۹۸)، مورلی (۲۰۰۲) و ونگ‌بانگپو و شارما (۲۰۰۲) در تحقیقات خویش به این نتیجه رسیدند که متغیّر نرخ تورم عاملی تأثیر گذار در تعیین بازده‌ی سهام شرکت هاست و دارای توان توضیح دهی مقبول در مورد بازده سهام شرکت هاست.

نتیجه‌ی آزمون فرضیه‌ی چهارم نشان دهنده‌ی وجود رابطه‌ی آماری معنی دار بین مازاد بازده شرکت های پتروشیمی و قیمت نفت خام بود. بتای درصد تغییرات قیمت نفت خام در مدل تک عاملی برابر ۰/۴۸۷ و در مدل ساده شده‌ی نهایی ۰/۴۸۸ بود. می توان گفت که نتایج این دو مدل تفاوتی با هم‌دیگر ندارند. تفسیر این رقم این‌گونه است که با یک درصد تغییر در قیمت نفت خام، مازاد بازده شرکت های پتروشیمی ۰/۴۸۸ واحد خواهد داشت. به دلیل این‌که علامت بتای قیمت نفت خام مثبت است

Archive of SID

www.SID.ir

پس می توان نتیجه گرفت که با افزایش قیمت نفت خام، بازده شرکت های پتروشیمی و به تبع آن مازاد بازده آن شرکت ها افزایش خواهد یافت. این فرایند بدین صورت است که، شرکت های پتروشیمی از افزایش قیمت نفت خام استفاده می‌کنند و محصولات خود را به میزانی بیشتر از مقدار افزایش در قیمت نفت خام، قیمت‌گذاری می‌کنند و سودی معادل اختلاف این دو مقدار افزایش در قیمت‌ها عاید شرکت های پتروشیمی می‌شود. البته در ایران شرایط مقداری متفاوت است. زیرا، قیمت گذاری محصولات توسط دولت انجام می‌شود، می‌توان این‌گونه نتیجه گرفت که افزایش در قیمت نفت خام بر تصمیم دولت در قیمت گذاری محصولات تأثیر مثبت می‌گذارد و باعث می شود تا قیمت مصوب این محصولات مقداری افزایش یابد. براون و اوتسوکی (۱۹۹۰) با استفاده از مدل قیمت گذاری آربیتراژ این متغیّر را در مورد بازده سهام شرکت های ژاپنی تأثیر گذار یافتند، هم‌چنین جرد و ساتم (۱۹۹۹)، کلیر و توماس (۱۹۹۴) و جونز و کاول (۱۹۹۶) به نتایج مشابهی دست یافتند. کوان و همکاران (۱۹۹۷) به نتایجی متفاوت از سایر تحقیقات دست یافت.

۱۱- محدودیت های تحقیق

مسلماً هیچ کار پژوهشی بدون محدویت نیست و این مقاله نیز مستثنی از این امر نمی باشد. اهم محدودیت های این مقاله به شرح زیر خلاصه شده اند:

الف- عدم وجود اطلاعات کافی در رابطه با شاخص صنایع در سایت رسمی بورس اوراق بهادار تهران؛

ب- عدم امکان تعمیم نتایج این مقاله به همه ی صنایع .

منابع و مآخذ

1- Dastgir Mohsen, (2002), "Fundamentals of Financial Management", Noupardazan Publisher, Tehran, Iran.

2- Dastgir Mohsen and Ramin Khodabandeh, (2003), "Relationship between Information Contents of Main Components of Cash Flow Statement and Stock Returns in Companies Listed in Tehran Stock Exchange", Journal of Social Sciences & Humanities of Shiraz University. Vol. 19 No. 2, Spring. pp, 113-124.

Archive of SID

www.SID.ir

3- Davani Gholam-Hossien, (2000), "Stock Exchange and the Way Firms are Priced", Nokhostin, Publisher, Tehran, Iran.
4- Gojaratti and Damodar,(1988), "Fundamentals of Econometrics" Translated by: Abrishami, Hamid, Tehran University Publication.
5- Abdullah, D.A., & Hayworth, S.C. (1993)« Macroeconometrics of stock price fluctuations», ***Quarterly Journal of Business and Economics,*** 32(1), 49-63.
6- Alexander,C.G., (1986)«A Test of the APT in Pricing UK Stocks»,***journal of Business Finance & Accounting***, Vol. 14 (Autumn 1987), p. 377_9
7- Antoniou, A., Garrett, I., & Priestley, R. (1998)« Macroeconomic variables as common persuasive risk factors and the empirical content of the arbitrage pricing theory», ***Journal of Empirical Finance***, 5(3), p.221–240.
8-Bailey, W., Chung, Y.P. (1995)« Exchange rate fluctuations, political risk and stock returns: Some evidence from an emerging market», ***Journal of Financial and Quantitative Analysis 30***, p.541–562.
9- Beenstock, M., Chan, K.F. (1988)« Economic forces in the London stock market», ***Oxford Bulletin of Economics and Statistics 50***, p. 27–39.
10-Brown, S.J., Otsuki, T. (1993)« Risk premia in Pacific-Basin capital markets» ***Pacific-Basin Financial Journal***, Volume 1, Issue 3, September 1993, p. 235-261.
11-Chen, N.-F., Roll, R., Ross, S.A.(1986)« Economic forces and the stock market», ***Journal of Business 59***, p.383–403.
12- Clare, A.C., Thomas, S.H. (1994)« Macroeconomic factors, the APT and the UK stockmarket», ***Journal of Business Finance and Accounting 21***, p.309–330.
13-Darrat, A.F., Mukherjee, T.K. (1987)« The behaviour of the stock market in a developing country», ***Economics Letters 22***, p.273–278.
14-Faff, R. W., & Brailsford, T. J. (1999)« Oil price risk and the Australian stock market», ***Journal of Energy Finance and Development 4***, p.69−87.
15-Faff, R., Chan, H. (1998)« A multifactor model of gold industry stock returns: Evidence from the Australian equity market», ***Applied Financial Economics 8***, p.21_28.
16-Fama, E. F. (1970)« Efficient capital markets: a review of theory and empirical work», J Fin 25, 383–417.Feldstein, M. (1982),

Archive of SID

www.SID.ir

«Inflation and the Stock market», ***American Economic Review***, Vol. 73, No. 1, p. p.17-30.
17-Fama, E.F., MacBeth, J.D. (1973)« Risk, return and equilibrium: empirical tests», ***Journal of Political Economy 71***, p.607–636.
18-Ferson, W., Harvey, C. (1991)« The variation of economic risk premiums***», Journal of Political Economy 99***, p. 385_415.
19-Gjerde, Ø., Sættem, F. (1999)« Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy», ***Journal of International Financial Markets***, Institutions and Money 9, pp. p.61–74
20-Huang, Y. (1997)« An empirical test of the risk-return relationship on the Taiwan stock exchange», ***Applied Financial Economics 7***, p.229–239.
21-Huang, R. D., Masulis, R.W., & Stoll, H. R. (1996)« Energy shocks and financial markets», ***Journal of Futures Markets*** 16, p.1−27.
22-Jones, C., Kaul, G. (1996)« Oil and the stock markets», ***J. Finance 51***, p.463-491.
22-Jones, C. M., & Kaul, G. (1996)«Oil and the stock markets», ***Journal of Finance 51***, p.463−491.
23-Jorion,P.(1990)«The exchange-rate exposure of U.S.multinationals», ***Journal of Business*** 63, p. 331_345.
24- Khoo, A. (1994)« Estimation of foreign exchange exposure: An application to mining companies in Australia», ***Journal of International Money and Finance 13***, p. 342_363.
25-Liljeblom, E., & Stenius, M. (1997)« Macroeconomic volatility and stock market volatility: empirical evidence on Finnish data», ***Applied Financial Economics***, 7, p.419–426.
26-Lintner, J. (1965)« The Valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets», ***Review of Economics and Statistics 47***, p.13–37.
27-Lintner, J. (1965)« The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budget***», Review of Economics and Statistics***, 47, p.13–37.
28-Lintner, J. (1975)« Infation and security returns», ***Journal of Finance 30***, p.259-292.
29-Louden, G. (1993)« The foreign exchange operating exposure of Australian stocks», ***Accounting and Finance 32***, p. 19_32.

Archive of SID

www.SID.ir

30-McQueen,G.,Roley, V. (1993)« Stock prices, news, and business conditions», ***Review of Financial Studies 6***, p.683–707.
31-Modigliani, F. and R. Cohn (1979)«Inflation, Rational Valuation, and the Market», ***Financial Analysis Journal***, Vol. 35 (1979), pp. p. 22-44.
32-Morelli, D. (2002)« The relationship between conditional stock market volatility and conditional macroeconomic volatility Empirical evidence based on UK data», International ***Review of Financial Analysis 11***, p. 101–110.
33-Oyama, T. (1997***) Determinants of stock prices: The case of Zimbabwe***, IMF Working Paper, WPr98r117.
34-Poon, S., Taylor, S.J. (1991)« Macroeconomic factors and the UK stock market», ***Journal of Business Finance and Accounting 18***, p.619–636.
35-Sadorsky, P. (1999)« Oil price shocks and stock market activity», ***Energy Econ***, 21, p.449-469.
36-Sadorsky, P. (2001)« Risk factors in stock returns of Canadian oil and gas companies», ***Energy Economics 23***, p.17_28.
37-Schwert, W. G. (1989)« Why does stock market volatility change over time? » ***, Journal of Finance***, 44, p.1368–1388.
38- Stulz, R.M. (1986)«Asset Pricing and Expected Inflation», ***yourrw/ of Finance***, Vol. 41, pp. p. 209-23.
39-"UNITED NATIONS INDUSTRIAL DEVELOPMENT ORGANIZATION", ISLAMIC REPUBLIC OF IRAN INDUSTRIAL SECTOR SURVEY ON THE POTENTIAL FOR NON-OIL MANUFACTURED EXPORTS, UNIDO, 1999
40- Wongbangpo, P., Sharma, S. C. (2002)« Stock market macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries», ***Journal of Asian Economics 13***, p. 27-51

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست:

جدول پیوست نتایج آزمون همبستگی خطی

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	.078	.789		.099	.922		
	MARI	.295	.074	.418	4.001	.000	.913	1.095
	INF	.517	.539	.098	.958	.346	.953	1.049
	EXCH	-.956	.777	-.131	-1.231	.228	.881	1.135
	OIL	.499	.070	.729	7.102	.000	.943	1.060

a. Dependent Variable: PETI

Archive of SID

www.SID.ir