Archive of SID

بررسی عاملهای ریسکی موثر بر بازده سهام شرکتهای فعال در صنعت پتروشیمی

نادر خدری

تاریخ دریافت مقاله : **۱۳۸۸/12/05**
تاریخ پذیرش مقاله : **۱۳۸۹/01/30**

چکیده

این تحقیق عوامل ریسکی تاثیر گذار بر مازاد بازده‌ی سهام شرکتهای فعال در صنعت پتروشیمی را در دوره‌ی زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۲ به صورت ماهانه مورد بررسی قرار می‌دهد. با استفاده از مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، متغیرهای 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 بود که ضریب متغیر مازاد بازده‌ی بازار از لحاظ آماری معنی دار و چون مقدار عددی این ضریب کمتر از یک است، این صنعت دارای ریسک سیستماتیک کمتری نسبت به بازار می باشد. ضریب درصد تغییرات قیمت نفت خام نیز چون از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای علامت مثبت است، دارای رابطه‌ی مستقیم با مازاد بازده‌ی صنعت پتروشیمی می‌باشد. ضرایب سایر متغیرها از لحاظ آماری معنی‌دار تشخیص داده نشدند.

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

Studying the Influence of Risky Factors on Returns of the Petrochemical Companies

Abstract

This study investigates the influence of risky factors on returns of companies in the petrochemical industry on the basis of monthly data in the period of 1382-1384 of the Iranian calendar. Using the Arbitrage Pricing Model (APT) excess returns of the market, percentage of the change in the foreign currency rates, percentage of changes in the inflation rates and the percentage changes in the oil prices are used of the variables in this study. Results show that the fluctuation of the excess returns of the market is significant and its coefficient is less than one which indicates that the petrochemical industry has a systematic risk less than that of the market. The percentage changes in the oil price shows a positive and significant correlation with the excess returns of the petrochemical industry. Other variables did not show significant relationships with the excess returns of the petrochemical industry.

Key words: market index, industry index, arbitrage pricing model, stock excess return

مقدمه

www.SID.ir

Archive of SID

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

مشابه مدل قیمت گذاری دارائی های سرمایه ای[1] مدل‌هایی بر مبنای فاکتورهای مختلف اقتصادی طراحی شده اند که بازده را به ریسک های متعدد مربوط می دانند. نظر آن است که ریسک های غیر قابل اجتناب را توسط فاکتور های مختلف اندازه گیری کنیم. یکی از مزایای این گونه مدلها ، پردازش شیوه هایی است که در آنها تاثیر عامل های ریسکی مختلف بر روی نوع خاصی از سهام اندازه گیری می شود. یکی از این مدلها ، مدل قیمت گذاری آربیتراژ[2] است که میزان تاثیر عامل های ریسکی اقتصادی را بر بازده مطرح می کند. در این نظریه اینگونه مطرح شده است که ، سهام مختلف دارای حساسیت های متفاوت نسبت به چنین فاکتورهای سیستماتیک هستند و بخش عمده‌ی سرچشمه های ریسک سهام در این فاکتورها نهفته است.

پیشینه تحقیق

اولین آزمون نظریه‌ی قیمت گذاری آربیتراژ توسط گهر در سال ۱۹۷۸ و مهمترین آزمون، توسط راس و رول در سال ۱۹۸۰ انجام گردید (الکساندر[3]، ۱۹۸۶). مدل مورد استفاده برای قیمت گذاری سهام در اینگونه صنایع مدل چند عاملی بازار است که با استفاده از آن می‌توان عاملهای ریسکی مختلفی را در مدل وارد کرد و میزان تأثیر-گذاری آن عاملها را سنجید. همانگونه که جورین[4] (۱۹۹۰)، هو[5] (۱۹۹۴)، فاف و چن[6] (۱۹۹۸) و فاف و بریلسفورد[7] (۱۹۹۹) در تحقیقشان انجام دادند.

هوانگ و همکاران[8] (۱۹۹۶)، سادرسکی[9] (۱۹۹۹و ۲۰۰۱) رابطه بین قیمت نفت خام و بازده‌ی بازار سهام را مورد شرکت‌های آمریکایی بررسی کردند و تاثیرگذاری این عامل مورد تائید قرار گرفت.

براون و اوتسوکی[10] (۱۹۹۰) با استفاده از مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، متغیر قیمت نفت خام را در مورد بازده‌ی سهام شرکت‌های ژاپنی مورد بررسی قرار دادند و این متغیر جزء متغیرهای تأثیرگذار شناخته شد. کوان و

[1] Capital Assets Pricing Model
[2] Arbitrage Pricing Theory
[3] Alexander
[4] Jorion
[5] Khoo
[6] Faff and Chen
[7] Faff and Brailsford
[8] Huang et al
[9] Sadorsky

www.SID.ir

Archive of SID

همکاران[11] (۱۹۹۷) رابطه‌ی بین قیمت نفت خام و بازار سهام شرکتهای کره‌ای را مورد بررسی قرار داد و به نتایجی تقریباً متفاوت با یافته‌های تحقیقات در مورد شرکتهای ژاپنی و آمریکایی دست یافتند. جرد و ساتم[12] (۱۹۹۹) در تحقیق خود رابطه‌ی بین قیمت نفت خام و بازار سهام شرکتهای نروژی را مورد بررسی قرار دادند و تأثیرگذاری این متغیر در بازار سهام شرکتها اثبات شد. جونز و کاول[13] (۱۹۹۶) به بررسی تأثیر قیمت نفت خام و بازار سهام در مورد شرکتهای آمریکایی، کانادایی، انگلیسی و ژاپنی پرداختند و دریافتند که بازار سهام شرکتهای آمریکایی و کانادایی به نسبت شرکتهای انگلیسی در ژاپن کمتر واکنش نشان داده‌اند. دارات و موکرجی[14] (۱۹۸۷) رابطه‌ی قیمت نفت خام و بازده‌ی سهام شرکتها را در مورد شرکتهای هندوستان آزمایش کردند. بیلی و چانگ[15] (۱۹۹۵) در بازار سهام کشور مکزیک، رابطه‌ی بین قیمت نفت خام و بازده‌ی شرکتها را مورد بررسی قرار دادند. اویاما[16] (۱۹۹۷) رابطه‌ی بین قیمت نفت خام و بازده‌ی شرکتها را در بازار سهام کشور زیمباوه مورد آزمون و بررسی قرار داد. در تمامی این تحقیقات این متغیر دارای توان تشریح می باشد. کلیر و توماس[17] (۱۹۹۴)، قیمت نفت خام را بر بازار سهام انگلستان تاثیرگذار یافتند و در تحقیق خود تاثیر قیمت نفت خام بر بازده‌ی سهام شرکتهای انگلیسی اثبات شد.

متغیر نرخ تسعیر ارز بعنوان متغیری در جهت انعکاس عامل ریسکی نرخهای تسعیر ارز در نظر گرفته شده است. نرخ تسعیر ارز مشخصاً در مورد شرکتهای چند ملیتی (جورین،۱۹۹۰) و شرکتهای شاغل در صنایع منابع طبیعی (از قبیل شرکتهای نفتی، پتروشیمی، معادن) عاملی بسیار تأثیرگذار می‌باشد. براون و اوتسوکی (۱۹۹۰) با استنباط از مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، متغیر نرخ تسعیر ارز را در مورد شرکتهای ژاپنی مورد بررسی قرار دادند و این متغیر در مدل آنها معنی دار شناخته شد. مورلی[18] (۲۰۰۲) در تحقیق خود رابطه‌ی بین نرخ تسعیر ارز (مارک- پوند) و بازار سهام شرکتها را در مورد شرکتهای انگلیسی مورد بررسی قرار داد و این متغیر را دارای توان توضیح‌دهی برای تغییرات در بازار سهام شرکت‌ها ندانست. ونگ‌بانگپو و شارما[19] (۲۰۰۲) در تحقیق خود رابطه‌ی بین نرخ تسعیر ارز و بازار سهام شرکتها را در مورد کشورهای آسیایی جنوب شرقی (ASEAN) شامل: اندونزی، فیلیپین، مالزی، سنگاپور و تایلند مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که این متغیر را می‌توان متغیری تأثیرگذار در مورد بازار سهام

[10] Brown and Otsoki
[11] Kwon et al
[12] Gjerde and Sættem
[13] Jones and Kaul
[14] Darrat and Mukherjee
[15] Baily and CHung
[16] Oyama
[17] Clare and Thomas
[18] Morelli
[19] Wongbangpo and Sharma

www.SID.ir

Archive of SID

شرکتهای مذکور در نظر گرفت. کوان و همکاران[20] (۱۹۹۷) متغیر نرخ تسعیر ارز را در مورد بازار کشور های کره‌ای بکار بردند و به نتایج متفاوتی در مقایسه با شرکتهای آمریکایی و ژاپنی دست یافتند. آنتونیو و همکاران[21] (۱۹۹۸) در تحقیق خود متغیر نرخ ارز را در مورد بازار سهام شرکتهای انگلیسی مورد استفاده قرار دادند.

مک کوین و رولی[22] (۱۹۹۳) در تحقیق خود رابطه‌ی بین نرخ تورم را با بازار سهام شرکتها مورد بررسی قرار دادند. ستوکس و نیوبرگر (۱۹۹۸) شواهدی عملی را در رابطه با تأثیر نرخ تورم بر بازده‌ی شرکتها فراهم کردند. شوِرت[23] (۱۹۸۹) در تحقیق خود با استفاده از متغیر تورم به این نتیجه رسیدند که این متغیر عاملی تأثیرگذار در مورد شرکتهای آمریکایی نمی‌باشد. لیلیوبلوم[24] (۱۹۹۷) با استفاده از اطلاعات شرکتهای دانمارکی دریافت که متغیر نرخ تورم را می‌توان یکی از عاملهای مهم در تغییرات بازار سهام این شرکتها دانست. مورلی (۲۰۰۲) در تحقیق خود، رابطه‌ی نرخ تورم و بازار سهام شرکتهای انگلیسی را مورد بررسی قرار داد و آنرا متغیری تأثیرگذار در توضیح بازار سهام شرکتها دانست. ونگ‌بانگپو و شارما (۲۰۰۲) در تحقیق خود رابطه‌ی بین نرخ تورم و بازار سهام شرکتهای آسیای جنوب شرقی شامل اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که این متغیر را می‌توان متغیری با توان توضیح‌دهی مقبول در مورد بازار سهام این شرکتها در نظر گرفت. فاما[25] (۱۹۸۱) دریافت که رابطه‌ی معنی‌داری بین تورم و بازار سهام عادی شرکتهای آمریکایی وجود دارد. چن، رول و راس[26] (۱۹۸۶) با استفاده از مدل چند عاملی، تأثیر متغیر تورم را در توضیح‌دهی تغییرات بازار سهام شرکتهای آمریکایی مورد بررسی قرار دادند. عبدالله و هایورث[27] (۱۹۹۳) به این نتیجه رسیدند که نرخ تورم را می‌توان عاملی با اهمیت در مورد بازار سهام شرکتهای آمریکایی دانست. پون و تیلور[28] (۱۹۹۱) همان متغیرهای بکارگرفته شده توسط چن و همکاران (۱۹۸۶) را در مورد شرکتهای انگلیسی بکار 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 شرکتهای نروژی را مورد آزمایش قرار دادند و این متغیر، متغیری از لحاظ آماری، معنی دار شناخته شد.

[20] Kwon, Shin and Bacon
[21] Antoniou, Garrett and Priestley
[22] McQueen & Roley
[23] Schwert
[24] Lillioblom
[25] Fama
[26] Roll, Ross and Chen
[27] Abdullah and Hayworth
[28] Poon & Taylor

www.SID.ir

Archive of SID

فلدستین[29] (۱۹۸۲)، لینتنر[30] (۱۹۷۶)، مودیگلیانی و کان[31] (۱۹۷۹) و ستالز[32] (۱۹۸۶) بطور جداگانه رابطه‌ی بین تورم و بازار سهام شرکتها را مورد بررسی قرار دادند.

تحلیل مدل نظریه‌ی قیمت گذاری آربیتراژ بر حسب دو عامل، برای درک ارتباط بین آربیتراژ و تعادل و همچنین ارائه روشی برای مقایسه‌ی این مدل با مدل قیمت گذاری دارائیهای سرمایه ای سودمند خواهد بود (فارل، ۱۹۹۷). شاخص بازار مورد استفاده بعنوان متغیر جانشینی برای تغییرات کلی اقتصاد می‌باشد شاخص بازار، عاملی است که در تعیین بازده‌ی منتظره و صرف ریسک، بسیار تأثیرگذار است (فاما و فرنچ ،۱۹۸۹)، (فرنس و هاروی[33]، ۱۹۹۱).

مدل قیمت‌گذاری دارایی ثابت که توسط شارپ و لینتز (۱۹۶۵) ابداع شد، مدلی بود که در آن تنها با استفاده از شاخص بازار می‌توان اوراق بهادار را ارزشیابی کرد. این مدل تک عاملی بعدها توسط بلوم و فرند (۱۹۷۳) و فاما و مک‌بث[34] (۱۹۷۳) نیز در مورد ارزشیابی اوراق بهادار بکار گرفته شد. آنتونیو و همکاران (۱۹۹۸) در تحقیق جامع خود بازار سهام شرکتهای انگلیسی را با متغیر شاخص کلی بازار مقایسه کرد و به ارزیابی رابطه بین دو متغیر پرداختند.

متغیرهای مورد بررسی

متغیر وابسته

متغیر وابسته‌ی تحقیق، متغیر بازده سهام شرکت‌ها است. برای محاسبه‌ی بازده سهام شرکت‌های مورد بررسی عوامل افزایش سرمایه، منبع افزایش سرمایه و زمان افزایش سرمایه باید مد نظر قرار گیرد. برای محاسبه‌ی بازده با توجه به عوامل فوق از فرمول‌های زیر استفاده می‌شود (دستگیر و خدابنده، ۱۳۸۲):

۱) شرکت افزایش سرمایه نداشته باشد. در این صورت

$$R = \frac{(P_1 - P_0) + DPS}{P_0} \qquad (۱)$$

که 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 تعلق گرفته به هر سهم شرکت طی دوره‌ی مالی است.

[29] Feldstein
[30] Lintner
[31] Modigliani and Cohn
[32] Stulz
[33] Ferson and Harvey
[34] Fama and Mac Beth

www.SID.ir

Archive of SID

۲) افزایش سرمایه از محل اندوخته‌ها

در این صورت با توجه به زمان افزایش سرمایه دو حالت وجود دارد:

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

$$R = \frac{(1+\alpha)(P_1 + DPS) - P_0}{P_0} \qquad (۲)$$

که α درصد افزایش سرمایه است.

حالت دوم: افزایش سرمایه بعد از مجمع عمومی عادی باشد:

$$R = \frac{(1+\alpha)P_1 + DPS - P_0}{P_0} \qquad (۳)$$

۳) افزایش سرمایه از محل مطالبات و آورده‌های نقدی

در این مورد نیز دو حالت وجود دارد:

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

$$R = \frac{(1+\alpha)(P_1 + DPS) - P_0 - \alpha(par\ value)}{P_0 + \alpha(par\ value)} \qquad (۴)$$

حالت دوم: افزایش سرمایه بعد از مجمع عمومی عادی باشد:

$$R = \frac{(1+\alpha)P_1 + DPS - P_0 - \alpha(par\ value)}{P_0 + \alpha(par\ value)} \qquad (۵)$$

۴) افزایش سرمایه از محل اندوخته‌ها، مطالبات و آورده‌های نقدی سهامداران باشد که در این صورت دو وضعیت بوجود می‌آید

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

$$R = \frac{(1+\alpha_1+\alpha_2)(P_1 + DPS) - P_0 - \alpha_1(par\ value)}{P_0 + \alpha_1(par\ value)} \qquad (۶)$$

حالت دوم: افزایش سرمایه بعد از مجمع عمومی عادی باشد:

$$R = \frac{(1+\alpha_1+\alpha_2)P_1 + DPS - P_0 - \alpha_1(par\ value)}{P_0 + \alpha_1(par\ value)} \qquad (۷)$$

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

www.SID.ir

Archive of SID

متغیرهای مستقل تحقیق

متغیر های مستقل مورد استفاده در تحقیق عبارتند از مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی بازار، درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز، درصد تغییرات نرخ تورم و درصد تغییرات قیمت نفت خام. مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی بازار حاصل تفاضل بازده‌ی ماهانه‌ی سهام کلیه شرکتهای پذیرفته شده در بورس و نرخ بازده‌ی بدون ریسک ماهانه می باشد. پیشتر در مورد نحوه محاسبه مازاد بازده توضیحاتی ارائه گردید.

دومین متغیر مستقل، درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز می باشد. با توجه به ماهیت صادراتی محصولات پتروشیمی در کشورهای تولید کننده‌ی این محصولات، پیش بینی می شود که نوسانات و تغییرات در نرخ تسعیر ارز با بازده‌ی شرکتهای پتروشیمی رابطه داشته باشد. در این تحقیق با توجه به فروش نفت اپک به دلار آمریکا نرخ برابری دلار آمریکا – ریال ایران در نظر گرفته شده و در محاسبات آورده شده است.

سومین متغیر مستقل، درصد تغییرات نرخ تورم می باشد. این متغیر در بولتن‌های منتشر شده‌ی بانک مرکزی با عنوان شاخص قیمت مصرف کننده ارائه شده است. با توجه به شاخص ارائه شده، متغیر مورد استفاده در تحقیق، درصد تغییرات نرخ تورم، محاسبه شد. در اکثر تحقیقات انجام شده، تغییرات نرخ تورم به عنوان عامل بالقوه‌ی تاثیر گذار بر بازده‌ی شرکتها در نظر گرفته شده است. در این تحقیق نیز این متغیر به عنوان فاکتوری که احتمالا می تواند بر بازده‌ی این شرکتها تاثیر داشته باشد، در مدل آورده شد.

در نهایت، آخرین متغیری که در مدل به عنوان متغیر مستقل وارد شد، درصد تغییرات قیمت نفت خام بود. چون نفت خام ماده‌ی اولیه در تولید محصولات پتروشیمی می باشد، پس می توان تغییرات در قیمت نفت خام را به عنوان متغیری که می تواند بر بازده‌ی شرکتهای پتروشیمی تاثیر داشته باشد، در نظر گرفت.

فرضیه‌های تحقیق

در تحقیق حاضر به منظور شناسایی عاملهای ریسکی و میزان تاثیر آنها بر مازاد بازده‌ی شرکتهای پتروشیمی، فرضیه هایی به صورتی که ارائه شده، تدوین گردید.

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

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

فرضیه‌ی سوم: بین مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی شرکتهای پتروشیمی و درصد تغییرات نرخ تورم رابطه وجود دارد.

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

www.SID.ir

Archive of SID

چگونگی انجام آزمون فرضیه‌ها

در این تحقیق به منظور تخمین مدل از روش حداقل مربعات معمولی[35] استفاده شد. روش حداقل مربعات معمولی چند خاصیت بسیار جالب آماری دارد که یکی از مشهورترین و قویترین روشهای تحلیل رگرسیون را به وجود آورده است.

در این تحقیق در مرحله اول برای هر کدام از عاملهای ریسکی به طور جداگانه معادله‌ی رگرسیون خطی تک عاملی تخمین زده شد و در مرحله دوم برای تمامی متغیر 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، فروض 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. ولی معادله‌ی (۸) نشان می دهد که Y_i هم به X_i و هم به ε_i بستگی دارد. از این رو فرضیاتی مبتنی بر متغیر X_i و جمله‌ی خطا (ε_i)، برای تفسیر معتبری از تخمینهای رگرسیون، اهمیت دارند(ابریشمی، ۱۳۸۳ ص،۷۴).

آنچه که به عنوان مدل رگرسیون خطی عمومی معروف بوده مبتنی بر فرضیات زیر می باشد:

فرض اول: میانگین ε_i ها صفر است. تمام آنچه را که این فرض بیان می کند، این است که عواملی که در مدل به طور صریح ذکر نشده اند، در ε_i قرار گرفته و لذا به طور منظم مقدار میانگین Y را متاثر نخواهند ساخت.

فرض دوم: عدم وجود خود همبستگی بین ε_i ها. به عبارتی فرض می کند که جملات اخلال ε_i و ε_j همبستگی ندارند یا بیانگر عدم وجود خود همبستگی می باشد.

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

[35] OLS

www.SID.ir

Archive of SID

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

آزمون فرضیه‌ی اول

در آزمون فرضیه‌ی اول خط رگرسیون بین مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی شرکتهای پتروشیمی و مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی بازار تخمین زده شد. معادله‌ی رگرسیون خطی بدین گونه تخمین زده شد:

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

که:

$PETI$: مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی شرکتهای پتروشیمی، $MARI$: مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی بازار، β_{MARI} : بتای بازار، ε : جمله خطا

آزمون فرضیه‌ی دوم

در آزمون فرضیه‌ی دوم رگرسیون خطی بین مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی شرکتهای پتروشیمی و درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز تخمین زده شد. معادله‌ی رگرسیون خطی بدین گونه تخمین زده شد:

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

$PETI$: مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی شرکتهای پتروشیمی، $EXCH$: درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز، β_{EXCH}: بتای نرخ تسعیر ارز و ε : جمله خطا.

آزمون فرضیه‌ی سوم

در آزمون فرضیه‌ی سوم رگرسیون خطی بین مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی شرکتهای پتروشیمی و درصد تغییرات نرخ تورم تخمین زده شد. معادله‌ی رگرسیون خطی بدین گونه تخمین زده شد:

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

که:

www.SID.ir

Archive of SID

$PETI$: مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی شرکتهای پتروشیمی، INF: درصد تغییرات نرخ تورم، β_{INF}: بتای تورم و ε: جمله خطا

آزمون فرضیه‌ی چهارم

در آزمون فرضیه‌ی چهارم رگرسیون خطی بین مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی شرکتهای پتروشیمی و درصد تغییرات قیمت نفت خام تخمین زده شد. معادله‌ی رگرسیون خطی بدین گونه تخمین زده شد:

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

که:

$PETI$: مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی شرکتهای پتروشیمی، OIL: درصد تغییرات قیمت نفت خام، β_{OIL}: بتای قیمت نفت خام و ε: جمله خطا است.

در نهایت معادله‌ی رگرسیون چند عاملی که در آن تمامی عوامل ریسکی در آن آورده شده بودند تخمین زده شد. در این تخمین نیز از روش حداقل مربعات معمولی استفاده شد. معادله‌ی رگرسیون به صورت زیر است:

$$PETI = \alpha + \beta_{MARI} MARI + \beta_{EXCH} EXCH + \beta_{INF} INF + \beta_{OIL} OIL + \varepsilon \qquad (۱۳)$$

که:

$PETI$: مازاد بازده‌ی ماهانه‌ی شرکتهای پتروشیمی، $MARI$: مازاد بازده‌ی 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 است.

یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون فرضیه های تحقیق

نتایج تخمین مدل مربوط به این فرضیه در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول شماره (۱): نتایج آزمون فرضیه اول

فرضیه	متغیر	R-squared	ضریب	Prob(Coe)	آماره t	Prob(F)	D.W.

www.SID.ir

Archive of SID

۱	مازاد بازده بازار	۰/۱۵۶	۰/۲۷۴	۰/۰۱۷	۲/۵۰۴	۰/۰۱۷	۲/۴۶۴

همانگونه که در جدول مقدار پارامتر β_{MARI} برابر ۰/۲۷۹ تخمین زده شد. این ضرایب در سطح اطمینان ۹۵٪ 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 بیانگر عدم وجود رابطه بین مازاد بازده‌ی شرکتهای پتروشیمی و مازاد بازده‌ی بازار است، رد می شود و فرضیه‌ی H_1 که مبین وجود رابطه بین مازاد بازده‌ی شرکتهای پتروشیمی و مازاد بازده‌ی بازار است، پذیرفته می شود. یکی از مهمترین فاکتور های هر تخمین، ضریب تعیین یا تشخیص می باشد. مقدار عددی ضریب تعیین مبین میزان تشریح تغییرات متغیر وابسته توسط متغیر مستقل می باشد. ضریب تعیین تعدیل شده‌ی مدل($\overline{R}^2$) نیز برابر ۰/۱۳۱ می باشد.

آماره‌ی فیشر و احتمال این آماره به ترتیب ۶/۲۷۱ و ۰/۰۱۷ می باشند. بدین معنی که مدل به صورت کلی در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار می باشد. همچنانکه پیشتر توضیح داده شد، هدف از رگرسیون فقط تخمین ضرایب نیست بلکه در مرحله‌ی بعدی بایستی فروض 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 می باشد. با انجام آزمایش نرمالیتی در مورد فرضیه‌ی اول به این نتیجه رسیدیم که جملات خطا در آزمایش فرضیه‌ی اول نرمال می باشند.

آماره‌ی دوربین- واتسون[36] در رگرسیون تخمین زده شده برابر ۲/۵۴۷ است، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵٪ مدل تخمین زده شده دارای مشکل خود همبستگی نمی باشد. نتیجه‌ی آزمون ناهمسانی واریانس حاکی از آن است که جملات خطا در مدل در سطح اطمینان ۹۵٪ دارای مشکل ناهمسانی واریانس نمی باشد. در آخرین فرض از فروض کلاسیک رگرسیون، ادعا می شود که مدل رگرسیون به طور دقیقی تصریح شده است یا خطای تصریح در مدل وجود ندارد. با انجام آزمایش مربوطه به این نتیجه رسیدیم که در سطح اطمینان ۹۵٪، مدل به دقت تصریح شده است و خطای تصریح در مدل وجود ندارد.

نتایج آزمون فرضیه‌ی دوم

همانگونه که در جدول شماره ۲ مشاهده می شود، پارامتر های α و β_{EXCH} به ترتیب ۲/۶۹۸ و ۰/۶۶۶ شد. ولی با توجه به آماره‌ی t و احتمال مربوط به بتای درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز، در می یابیم که بتای درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز در سطح اطمینان ۹۵٪ از لحاظ آماری معنی دار نیست.

جدول شماره (۲): نتایج آزمون فرضیه دوم

[36]Durbin-Watson

www.SID.ir

Archive of SID

فرضیه	متغیر	R-squared	ضریب	Prob(Coe)	آماره t	Prob(F)	D.W.
۲	درصد تغییرات نرخ ارز	۰/۰۱۱	۰/۶۶۶	۰/۵۴۰	۲/۵۲۱	۰/۵۴۰	۲/۲۵۳

نتایج آزمون فرضیه‌ی سوم

با توجه خط رگرسیون تخمین زده شده، نتایج تخمین در جدول (۳) ارائه شده است. با توجه به جدول مشاهده می شود که مقادیر پارامتر های α و β_{INF} به ترتیب۱/۳۷۱ و ۱/۳۳۴ است. با در نظر گرفتن آماره‌ی t و احتمال مربوط به این پارامتر ها در می یابیم که ضرایب تخمین زده شده در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار نیستند. به عبارت دیگر در سطح خطای ۵٪ این اعداد را به عنوان اعداد معنی دار نمی توان پذیرفت.

جدول شماره (۳): نتایج آزمون فرضیه سوم

فرضیه	متغیر	R-squared	ضریب	Prob(Coe)	Prob(F)	D.W.
۳	درصد تغییرات نرخ تورم	۰/۰۵۳	۱/۳۳۴	۰/۱۷۵	۰/۱۷۵	۲/۱۰۴

نتایج آزمون فرضیه‌ی چهارم

آزمون فرضیه‌ی چهارم نیز با تخمین خط رگرسیون انجام گرفت. نتایج تخمین را می توان در جدول (۴) مشاهده نمود. با توجه به جدول (۴) مشاهده می شود که β_{OIL} برابر۰/۴۴۲ می باشد و احتمال آن ۰/۰۰۰ است. بدین معنی که در سطح اطمینان ۹۵٪ (سطح خطای ۵٪) 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 تایید فروض مطرح شده در مورد رگرسیون است.

جدول شماره (۴): نتایج آزمون فرضیه چهارم

فرضیه	متغیر	R-squared	ضریب	Prob(Coe)	Prob(F)	D.W.
۴	درصد تغییرات قیمت نفت خام	۰/۵۰۵	۰/۴۴۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱/۴۶۰

www.SID.ir

Archive of SID

آزمون همزمان متغیرهای مستقل

در مرحله‌ی بعدی چهار متغیر مستقل بحث شده به طور همزمان در مدل آورده شدند و اثر همزمان آنها بر متغیر وابسته سنجیده شد. به دلیل اهمیت مقدار عرض از مبدا پارامتر α نیز در مدل وارد شد. با توجه به ستون احتمال جدول (۵) واضح است که متغیر های مازاد بازده‌ی بازار($MARI$) و درصد تغییرات قیمت نفت خام (OIL) در سطح اطمینان ۹۵٪ از لحاظ آماری معنی دار هستند و سایر متغیر ها و مقدار عرض از مبدا 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 تایید می باشد. 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 متغییرهایی گردید که تاثیری بر متغیر مستقل نداشتند. با توجه به اهمیت مبحث عرض از مبدا در رگرسیون، علیرغم معنی دار نبودن مقدار عرض از مبدا این پارامتر از مدل حذف نگردید و تا پایان کار در مدل وارد شد. با توجه به جدول (۵) احتمال مربوط به متغیرهای درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز و درصد تغییرات نرخ تورم به ترتیب۰/۸۹۳- و ۰/۴۴۲ است. در ابتدا، متغیری که از لحاظ آماری کم اهمیت تر است، از مدل حذف می کنیم و آن متغیر درصد تغییرات در نرخ تورم است.

با مقایسه‌ی نتایج مربوط به مدل کلی و مدل ساده شده در جدول (۵) 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 می باشد. تغییرات دیگر کاهش احتمال مربوط به مقدار عرض از مبدا 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٪ معنی دار کند. یعنی با حذف متغیر درصد تغییرات نرخ تورم تفاوت محسوسی در نتایج تخمین حاصل نشد و پارامتر های عرض از مبدا و بتای درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز همچنان در سطح خطای ۵٪ معنی دار نیستند.

در مرحله‌ی بعد، اقدام به حذف متغیر درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز می کنیم. زیرا همان گونه که در جدول (۵) می توان ملاحظه نمود، ضریب تخمین زده شده‌ی این متغیر در سطح اطمینان ۹۵٪ پذیرفته شده نیست و رد می شود. پیشتر نیز توضیح داده شد که به دلیل اهمیت مبحث عرض از مبدا، این پارامتر از 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 (۵) نشان داده

www.SID.ir

Archive of SID

شده است، در نتیجه‌ی حذف متغیر درصد تغییرات نرخ تسعیر ارز (به علت معنی دار نبودن ضریب) تغییر محسوسی در نتایج مدل مشاهده نمی شود. ضرایب تخمین زده شده برای متغیر های مازاد بازده بازار و درصد تغییرات قیمت نفت خام به ترتیب ۰/۲۸۱ و ۰/۴۸۸ می باشد و با توجه به احتمال این ضرایب میتوان گفت که در سطح اطمینان ۹۵٪ و هر سطح اطمینانی این ضرایب از لحاظ آماری معنی دار هستند. مقدار عرض از مبدا ۰/۴۵۴ است ولی با توجه به احتمال مربوطه، در سطح اطمینان ۹۵٪ 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.

جدول شماره (۵): نتایج آزمون همزمان متغیرها

		INF	*EXCH*	*OIL*	*MARI*	α	$\bar{R}^2$	**Prob(F)**	**D.W.**
مدل کلی	ضریب	۰/۴۴۲	-۰/۸۹۳	۰/۴۴۲	۰/۳۰۲	۰/۳۵۹	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	-	-	۰/۴۵۹	۰/۲۸۷	۰/۶۵۳	۰/۶۴۳	۰/۰۰۰	۲/۰۱۱
	احتمال	-	-	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۰۹			

در نهایت آزمون مربوط به وجود یا عدم وجود همبستگی خطی بین متغیرهای مستقل و متغیر 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. جائیکه $VIF_i = \frac{1}{1-R_i^2}$ و R_i^2 ضریب تعبن است که از رگرسیون x_i نسبت به بقیه xها به دست می آید. با توجه به جدول شماره (۶) می توان دریافت که همبستگی خطی بین تمامی متغیرها وجود ندارد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول شماره ۶: 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

بحث و نتیجه‌گیری

در آزمون همزمان متغیر های مستقل و مدل نهایی بتای بازار (β_{MARI}) به ترتیب ۰/۲۹۵ و ۰/۲۸۱ بود. این معیار حساسیت مازاد بازده‌ی صنعت به مازاد بازده‌ی 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 می باشد. فاما و فرنچ (۱۹۸۹) و فرنس و هاروی(۱۹۹۱) نیز در تحقیقات خویش متغیر شاخص بازار را عاملی مهم و تاثیر گذار بر بازده‌ی سهام شرکتها یافتند و به این نتیجه رسیدند که این متغیر در تعیین بازده‌ی منتظره و صرف ریسک عامل تعیین کننده‌ای می باشد. آنتونیو و همکاران (۱۹۹۸) در تحقیق جامع خویش که از متغیر شاخص بازار استفاده کرده بودند، این متغیر را در میان متغیر های مهم طبقه بندی کردند و رابطه‌ی آماری معنی داری بین شاخص بازار و بازده‌ی سهام یافتند. لازم به ذکر است که این متغیر (شاخص بازار) در تمامی تحقیقات مالی که از مدل قیمت گذاری دارائیهای سرمایه‌ای استفاده کرده اند، به عنوان یکی از اجزای اساسی مدل به کار گرفته شده اند. نکته‌ی بسیار مهمی که در این رابطه وجود دارد این مطلب است که ضرایب به دست آمده در مورد کل صنعت پتروشیمی است. یعنی این صنعت در مجموع، دارای ریسک کمتری به نسبت بازار است. امکان دارد شرکتهای کوچکی در این صنعت وجود داشته باشند که ریسک انفرادی آن شرکت بیشتر از ریسک کلی بازار باشد. چون ما ریسک کلی صنعت را در نظر گرفته‌ایم، تحلیل چرایی بیشتر بودن ریسک شرکتهای کوچک این صنعت در این مقوله نمی گنجد.

www.SID.ir

Archive of SID

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 ۰/۶۶۶ تخمین زده شد ولی این مقدار در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار نبود. می توان گفت که فرضیه‌ی رابطه‌ی بین مازاد بازده‌ی صنعت پتروشیمی و نرخ تسعیر ارز رد شد. دلایل مختلفی می تواند در تائید این مطلب وجود داشته باشد که به آنها اشاره می شود. یونیدو[37] (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 جهت سرمایه‌گذاری،هزینه‌های عملیاتی بالا،بوروکراسی گسترده و تغییرات در قوانین و تعرفه‌های گمرکی، تولید بیش از نیاز بازارهای جهانی، فاصله طولانی بعضی از مجتمع‌های پتروشیمی از بنادر آبی، باعث صرف هزینه‌های سنگین 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 (۱۹۹۳)، ونگ‌بانگپو و شارما (۲۰۰۲) در تحقیقات خود متغیر نرخ تسعیر ارز را عاملی تاثیر گذار در تعیین بازده‌ی سهام شرکتها دانستند ولی مورلی (۲۰۰۲) رابطه‌ی نرخ تسعیر مارک-پوند را در مورد شرکتهای انگلیسی تاثیر گذار نیافت و این متغیر دارای توان توضیح دهی در مورد بازده‌ی سهام این شرکتها نبود.

در فرضیه‌ی سوم، رابطه‌ی بین مازاد بازده‌ی شرکتهای پتروشیمی و نرخ تورم به آزمون گذاشته شد. نتیجه‌ی این آزمون نشان داد که این دو متغیر دارای رابطه‌ی آماری معنی داری نیستند. در مدلی که تمامی متغیرها به صورت همزمان وارد مدل شدند نیز متغیر نرخ تورم از لحاظ آماری معنی دار نبود. یعنی در هر دو روش به کار گرفته شده این متغیر، متغیری تاثیر گذار بر مازاد بازده‌ی شرکتهای پتروشیمی شناخته نشد. می توان این مطلب را اینگونه توجیه کرد که به دلیل قمیت گذاری محصولات پتروشیمی توسط دولت، تغییرات در سطح عمومی قیمتها در نحوه-ی قیمت گذاری این محصولات در نظر گرفته نمی شود. این نحوه‌ی قیمت گذاری چون بر مبنای ملاحظات سیاسی، اجتماعی و ... می باشد و مبنای اقتصادی ندارد، یکی از مهمترین عاملهای اقتصادی یعنی، نرخ تورم را در نظر نمی گیرد. این نتیجه همخوان با نتایج تحقیقات شوِرت (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 ونگ-بانگپو و شارما (۲۰۰۲) در تحقیقات خویش به این نتیجه رسیدند که متغیر نرخ تورم عاملی تاثیر گذار در تعیین بازده‌ی سهام شرکتها می باشد و دارای توان توضیح دهی مقبول در مورد بازده‌ی سهام شرکتها می باشد.

[37] UNIDO

www.SID.ir

Archive of SID

نتیجه‌ی آزمون فرضیه‌ی چهارم نشانگر وجود رابطه‌ی آماری معنی دار بین مازاد بازده‌ی شرکتهای پتروشیمی و قیمت نفت خام بود. بتای درصد تغییرات قیمت نفت خام در مدل تک عاملی برابر ۰/۴۴۲ و در مدل ساده شده‌ی نهایی ۰/۴۵۹ 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 بازده‌ی شرکتهای پتروشیمی ۰/۴۵۹ واحد خواهد داشت. چون علامت بتای قیمت نفت خام مثبت است پس می توان نتیجه گرفت که با افزایش قیمت نفت خام، بازده‌ی شرکتهای پتروشیمی و به تبع آن مازاد بازده‌ی آن شرکتها افزایش خواهد یافت. این فرآیند بدین صورت است که، شرکتهای پتروشیمی از افزایش قیمت نفت خام استفاده می کنند و محصولات خود را به میزانی بیشتر از مقدار افزایش در قیمت نفت خام، قیمت‌گذاری می کنند و سودی معادل اختلاف این دو مقدار افزایش در قیمت‌ها عاید شرکتهای پتروشیمی می‌شود. البته در ایران شرایط مقداری متفاوت است. چون قیمت گذاری محصولات توسط دولت انجام می گیرد، می توان اینگونه نتیجه گرفت که افزایش در قیمت نفت خام بر تصمیم دولت در قیمت گذاری محصولات تاثیر مثبت می گذارد و باعث می شود تا قیمت مصوب این محصولات مقداری افزایش یابد. براون و اوتسوکی (۱۹۹۰) با استفاده از مدل قیمت گذاری آربیتراژ این متغیر را در مورد بازده‌ی سهام شرکتهای ژاپنی تاثیر 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.

سایر نتایج تحقیق

نظرات کارشناسان و فعالان بازار پتروشیمی بیان کننده این واقعیت است که در حال حاضر عده ای به ظاهر تولیدکننده در این بخش صرفا به دریافت سهمیه مواد اولیه پتروشیمی و فروش چند برابر قیمت خرید در بازار آزاد اقدام می کنند; بدون آن که تولیدی داشته باشند. همچنین تفاوت نرخ محصولات پتروشیمی داخلی و خارجی، قاچاق آن را طی سال های گذشته همچنان تقویت کرده است که با شناورسازی، دست این دلالان از صنعت پتروشیمی کوتاه خواهد شد.

نظارت بر فعالیت واحدهای پایین‌دستی نیز از جمله مسایلی بوده که باید با تدبیر بیشتری مورد توجه قرار گیرد. برابر تحقیقات به عمل آمده در سال ۱۳۸۴ حدود ۶۰۰ واحد تولیدی فعال در زمینه تولید مواد شیمیایی و پلیمرها تعطیل شده و مواد اولیه‌ای که به این کارخانجات تولیدی عرضه شده در بازار سیاه به فروش رفته است به عبارت دیگر سود حاصل از فروش مواد خام و اولیه بیش از تولید محصولات و فعالیت تولیدی بوده است. ایجاد یک مافیای بزرگ در بازار سیاه، محصولات اولیه پتروشیمی را در انحصار گرفته و سود هنگفتی به جیب دلالان و واسطه‌گران این رشته می‌رود. در واقع نوعی اقتصاد سایه (زیرزمینی) برای مواد اولیه پتروشیمی در کشور

www.SID.ir

Archive of SID

ایجاد شده که سالانه سود کلانی به دست می‌آورند و تولیدکنندگان و صنعت‌گران اصلی قادر نخواهند بود از مزیت نسبی صنعت پتروشیمی بهره‌مند شوند.

صنعت پتروشیمی برای رشد و توسعه خود نیاز دارند که قیمت محصولات نهایی آن به صورت شناور در آید و از زیر چتر حمایتی دولت خارج شود. تغییر در نظام قیمت‌گذاری و ورود محصولات پتروشیمی به بورس نفت و خروج از سبد حمایتی دولت و عرضه‌ی محصول با قیمت‌های شناور ضمن شفاف‌سازی در قیمت محصولات پتروشیمی زمینه رشد توسعه این صنعت رو به رشد را فراهم خواهد کرد و در آینده این صنعت می‌تواند بخش عمده‌ای از نیازهای ارزی کشور را از طریق صادرات در بازارهای جهانی به آسانی پوشش دهد.

بنابراین به سبب اینکه تصور تحقق شناور سازی قیمتها با هدف ذکر شده برای دولت(توجه به مصرف کنندگان) در تضاد است، این تضاد مقام‌های تصمیم گیرنده را با این دغدغه درگیر می‌کند که حذف یارانه این محصولات و یکسان سازی قیمت محصولات پتروشیمی و در ادامه آن واقعی شدن قیمت محصولات که با قیمت برخوردار از یارانه تفاوت دارد با شعار حمایت از تولید کننده داخلی مغایرت دارد و این افزایش قیمت ناشی از واقعی شدن قیمت‌ها ممکن است به صورت بی توجهی به تولید کنندگان داخلی قضاوت شود و به همین سبب می تواند درد سر ساز باشد.

حال این که تولیدکنندگان داخلی این افزایش قیمت را بر شرایط کنونی حاکم بر تامین مواد اولیه مورد نیازشان ترجیح می‌دهند و معتقدند شرایط فعلی بسیار ناراحت کننده‌تر است، زیرا هم اکنون تنها ۵ درصد محصولات مورد نیازشان به صورت یارانه‌ای به دست آنها می‌رسد و در نتیجه اینان مجبور هستند بقیه نیاز خود را از بازارهای کره و اروپا با قیمتی چند برابر قیمت محصولات پتروشیمی ایران یا از بازار آزاد با قیمتی بیشتر از قیمت شرکت بازرگانی پتروشیمی تامین کنند.

به گفته آنها این شرایط بسیار ناراحت کننده است و سبب می‌شود که قیمت تمام شده محصولات آنها بالا رود و در ادامه این اتفاق سود سالیانه شرکت آنها کم شود.

حقیقت این است که تولید کنندگان واقعی به شدت خواستار تحقق شناور سازی قیمت محصولات پتروشیمی هستند و معتقدند حذف یارانه شرکت بازرگانی پتروشیمی و شناور شدن قیمت‌ها اگر چه سبب بالا رفتن آن درصد از محصولاتی که به صورت یارانه‌ای عرضه می‌شد، می شود اما در ازای آن قیمت‌ها در بازار برابر می‌شود و به این صورت دیگر دلال‌ها نمی‌توانند از تفاوت قیمت محصولات یارانه‌ای دریافتی از شرکت بازرگانی پتروشیمی ایران و محصول موجود در بازار سود ببرند.

www.SID.ir

Archive of SID

در همین رابطه بد نیست اشاره کنیم که به گفته مدیرعامل شرکت بازرگانی پتروشیمی ایران، در سال ۸۴، ۵۸۳ میلیارد تومان میزان تفاوت قیمت فروش مواد پتروشیمی در شرکت بازرگانی پتروشیمی و فروش این مواد در بازار آزاد بوده است که نه نصیب شرکت ملی صنایع پتروشیمی شده تا در راه اندازی پروژه‌ها و شروع پروژه‌های جدید صرف شود و نه به دست شرکت بازرگانی پتروشیمی رسیده و نه تولید کننده داخلی سهمی از آن برده است، بلکه تمام این پول که می توانست سرمایه شروع صنعتی تازه باشد به سبب یکسان نبودن قیمت محصولات پتروشیمی، نصیب دلالان و سودجویان شده است.

بنابراین انجام شناور سازی قیمت محصولات پتروشیمی نه تنها مشکلی برای تولید کنندگان داخلی و اقتصاد کشور ایجاد نمی‌کند، بلکه سبب افزایش اشتیاق به سرمایه‌گذاری در صنایع کشور، بالا رفتن میزان تولید، افزایش حضور بخش خصوصی و در ادامه آن بالا رفتن میزان فرصت های شغلی در جامعه و رشد و شکوفایی اقتصاد کشور خواهد شد.

در رابطه با تحقیق حاضر پرسشهای دیگری نیز وجود دارد که می توان در تحقیقات بعدی به دنبال پاسخهایی برای آنها بود. به عنوان مثال می توان به این موارد اشاره کرد. در تحقیق حاضر از متغیرهای شاخص بازار، نرخ تورم، نرخ ارز و قیمت نفت خام استفاده شده است. در تحقیقات بعدی می توان متغیرهای دیگری مانند عرضه پول، نرخ بهره و ... مورد استفاده قرار گیرد و تاثیر متغیرهای جدید را بر بازده سهام شرکتهای پتروشیمی مورد آزمون قرار گیرد.

در این تحقیق بعلت اهمیت صنعت پتروشیمی و شیمیایی، عوامل تاثیر گذار بر بازده این شرکتها مورد آزمون قرار گرفتند. در مورد سایر صنایع نیز می توان چنین تحقیقاتی انجام گیرد و عوامل موثر بر بازده آنها، با توجه به ماهیت آن صنعت، شناسایی و آزمایش شوند.

منابع فارسی

دستگیر و خدابنده (۱۳۸۰). ارتباط بین محتوای اطلاعاتی اجزای اصلی صورت جریان وجه نقد با بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید چمران.

گجراتی، دامودار. (۱۹۸۸). مبانی اقتصاد سنجی، جلد اول، برگرداننده: حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.

منابع لاتین

Abdullah, D.A., & Hayworth, S.C. (1993). Macroeconometrics of stock price fluctuations. Quarterly Journal of Business and Economics, 32(1), 49-63.

Alexander,C.G., (1986), 'A Test of the APT in Pricing UK Stocks',journal of Business Finance & Accounting, Vol. 14 (Autumn 1987), pp. 377_9

www.SID.ir

Archive of SID

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), 221–240.

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, 541–562.

Beenstock, M., Chan, K.F., (1988). Economic forces in the London stock market. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 50, 27–39.

Blume, M.E., Friend I., (1973). A new look at the Capital Asset Pricing Model. Journal of finance 28, 19-34.

Brown, S.J., Otsuki, T., (1993). Risk premia in Pacific-Basin capital markets. Pacific-Basin Financial Journal, Volume 1, Issue 3, September 1993, 235-261.

Chen, N.F., Roll, R., Ross, S.A., (1986). Economic forces and the stock market. Journal of Business 59, 383–403.

Clare, A.C., Thomas, S.H., (1994). Macroeconomic factors, the APT and the UK stockmarket. Journal of Business Finance and Accounting 21, 309–330.

Darrat, A.F., Mukherjee, T.K., (1987). The behaviour of the stock market in a developing country. Economics Letters 22, 273–278.

Faff, R. W., & Brailsford, T. J. (1999). Oil price risk and the Australian stock market. Journal of Energy Finance and Development 4, 69−87.

Faff, R., Chan, H., (1998). A multifactor model of gold industry stock returns: Evidence from the Australian equity market. Applied Financial Economics 8, 21_28.

Fama, E. F. (1981). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. J Fin 25, 383–417.

Feldstein, M. (1982), 'Inflation and the Stock market, American Economic Review, Vol. 73, No. 1, pp. 17-30.

Fama, E.F., MacBeth, J.D., (1973). Risk, return and equilibrium: empirical tests. Journal of Political Economy 71, 607–636.

Feldstein M., (1980). Inflation, tax rules and the stock market. Journal of monetary economics. Volume 6, Issue 3, July 1980. 309-331.

Ferson, W., Harvey, C., (1991). The variation of economic risk premiums. Journal of Political Economy 99, 385_415.

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. 61–74

Huang, Y., (1997). An empirical test of the risk-return relationship on the Taiwan stock exchange. Applied Financial Economics 7, 229–239.

Huang, R. D., Masulis, R.W., & Stoll, H. R. (1996). Energy shocks and financial markets. Journal of Futures Markets 16, 1−27.

Jones, C. M., & Kaul, G. (1996). Oil and the stock markets. Journal of Finance 51, 463−491.

Jorion,P., (1990). The exchange-rate exposure of U.S.multinationals.Journal of Business 63, 331_345.

Khoo, A., (1994). Estimation of foreign exchange exposure: An application to mining companies in Australia. Journal of International Money and Finance 13, 342_363.

Liljeblom, E., & Stenius, M. (1997). Macroeconomic volatility and stock market volatility: empirical evidence on Finnish data. Applied Financial Economics, 7, 419–426.

Lintner, J. Sharp, W., (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budget. Review of Economics and Statistics, 47, 13–37.

Lintner, J., (1976). Infation and security returns. Journal of Finance 30, 259-292.

Kwon, P.J., Shin, H.O., Bacon, A., (1997). The foreign exchange operating exposure of Australian stocks. Accounting and Finance 32, 19_32.

McQueen,G.,Roley, V.,(1993). Stock prices, news, and business conditions. Review of Financial Studies 6, 683–707.

www.SID.ir

Archive of SID

Modigliani, F. and R. Cohn (1979). 'Inflation, Rational Valuation, and the Market'. Financial Analysis Journal, Vol. 35 (1979), pp. 22-44.

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, 101–110.

Oyama, T., (1997). Determinants of stock prices: The case of Zimbabwe, IMF Working Paper, WPr98r117.

Poon, S., Taylor, S.J., (1991). Macroeconomic factors and the UK stock market. Journal of Business Finance and Accounting 18, 619–636.

Sadorsky, P., (1999). Oil price shocks and stock market activity. Energy Econ. 21, 449-469.

Sadorsky, P., (2001). Risk factors in stock returns of Canadian oil and gas companies. Energy Economics 23, 17_28.

Schwert, W. G. (1989). Why does stock market volatility change over time? Journal of Finance, 44, 1368–1388.

Stulz, R.M. (1986), 'Asset Pricing and Expected Inflation', yourrw/ of Finance, Vol. 41, pp. 209-23.

"UNITED NATIONS INDUSTRIAL DEVELOPMENT ORGANIZATION", ISLAMIC REPUBLIC OF IRAN INDUSTRIAL SECTOR SURVEY ON THE POTENTIAL FOR NON-OIL MANUFACTURED EXPORTS, UNIDO, 1999

Wongbangpo, P., Sharma, S. C. (2002), Stock market macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries, Journal of Asian Economics 13, pp. 27-51

www.SID.ir