



بررسی اثر ناطمینانی های ارزی و پولی بر شاخص بازدهی سهام صنایع کشاورزی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار

حسین مهرابی بشرآبادی و مهدی خسروی^۱
hmehrab2000@gmail.com

چکیده

کشور های توسعه یافته بخش زیادی از سیر توسعه ای خود را مرهون بازارهای مالی به ویژه بورس اوراق بهادار می دانند. می توان بازار (بورس) اوراق بهادار را راهی مناسب برای سرمایه گذاری سرمایه داران و تامین مالی شرکت های پذیرفته شده در این بازار قلمداد کرد. از آنجا که شناخت صحیح و نوع اثرگذاری متغیرهای موثر بر بازدهی سهام بسیار حائز اهمیت بوده و می تواند راهگشای سرمایه گذاران در انتخاب سهام و شرکت های مناسب باشد لذا مطالعه حاضر به دنبال آن یافتن روابط و جهت تاثیر ناطمینانی های ارزی و پولی، در کنار برخی از متغیرهای کلان اقتصادی، بر میزان بازدهی سهام شرکت صنایع کشاورزی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار است. جامعه آماری در ماله حاضر متشکل از ۳۲ شرکت می باشد که بازه زمانی ۹۲-۱۳۸۴ را پوشش می دهد. شاخص ناطمینانی نرخ ارز و حجم پول بر اساس مدل $GARCH(1,1)$ برآورد و استخراج گردید. بر اساس نتایج برآوردی تاثیر ناطمینانی های ارزی و پولی بر بازدهی سهام منفی و معنی داری دارد. همچنین متغیر درآمد ملی حقیقی تاثیر مثبت و معنی داری بر میزان بازدهی سهام شرکت ها داشته و اثر متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز، حجم نقدینگی، قیمت نفت، قیمت طلا منفی و از لحاظ آماری معنی دار است.

طبقه بندی JEL: C23، Q18

کلیدواژه ها: ناطمینانی ارزی، ناطمینانی پولی، بازدهی سهام، صنایع کشاورزی

^۱ - به ترتیب استاد و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان



مقدمه

سیستم مالی به نوبه خود یکی از مهمترین اجزای نظام اقتصادی بشمار میرود. اقتصاد دانانی نظیر گلداسمیت (۱۹۶۹)، میکنون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) بر این باور بودند که بازار مالی دارای نقش کلیدی در توسعه و رشد اقتصادی هستند. به اعتقاد آنان تفاوت در کمیت و کیفیت خدمات ارائه شده توسط موسسات مالی می تواند بخش مهمی از تفاوت در نرخ رشد بین کشورها را بازگو کند. رسالت اصلی یک نظام مالی کارآمد انتقال بهینه مازاد منابع مالی موجود در چرخه اقتصادی، به سمت بخشهای مولدی است که با کمبود منابع مالی مواجه می باشند. بورس اوراق بهادار یکی از مهمترین بازارهای مالی است که به نوعی نشانگر اقتصاد هر کشور به شمار میرود. رکود و رونق بورس اوراق بهادار نه تنها اقتصاد ملی بلکه اقتصاد منطقه و جهانی را نیز تحت تاثیر خود قرار می دهد. بازار بورس اوراق بهادار از سویی محل جمع آوری پس اندازها و نقدینگی بخش خصوصی به منظور تامین مالی پروژه های سرمایه گذاری است و از سوی دیگر مرجع رسمی و مطمئنی است که دارندگان پس اندازهای راکد می توانند محل نسبتا مناسب و ایمن سرمایه گذاری را جستجو و وجوه خود را برای سرمایه گذاری در شرکت ها به کارگیرند. بدیهی است رونق بورس میتواند ناشی از عوامل متعددی در اقتصاد باشد. چنانچه این بازار رابطه منطقی با بخش های دیگر نداشته باشد معضلات و کاستی های در عملکرد آن بوجود خواهد آمد. پس از وارد شدن به بورس و خرید و فروش سهام شرکت ها به منظور سرمایه گذاری، مهمترین هدف هر سرمایه گذار کاهش ریسک و کسب بیشترین سود می باشد. برای این منظور، سرمایه گذاران سهام شرکتهای مختلف را با یکدیگر مقایسه می کنند و بهترین ها را در سبد سهام خود جای می دهند. در بورس های معتبر دنیا شاخص های متعددی برای بررسی و تجزیه و تحلیل عملکرد این بورس ها مورد محاسبه قرار میگیرد. یکی از مهمترین این شاخص ها، شاخص بازدهی سهام شرکت ها می باشد. در واقع یکی از ابزارهایی که موجب انتخاب بهینه سهام برای سرمایه گذاری می شود، کسب بازدهی سهام بالا است چرا که سرمایه گذاران بالقوه به سود نقدی سهام و تغییرات قیمت سهام توجه ویژه ای دارند و هر دو این عوامل در تعیین بازده سهام تاثیرگذار هستند. شناسایی عواملی که می تواند به سرمایه گذاران در انتخاب یک سهام با ویژگی های مورد انتظارش کمک کند تا به سود و بازده دست پیدا کند، می تواند بسیاری از تردید های سرمایه گذاری را کاهش داده و اقتصاد را در رسیدن به چشم اندازهای بلند مدت (دستیابی به بازاری که کامل بودن و شفافیت اطلاعات مالی و غیر مالی را برای تمامی سرمایه گذاران مهیا سازد) رهنمون سازد. عوامل مختلف خرد و کلان اقتصادی و غیر اقتصادی بر بازدهی سهام تاثیرگذارند که در کنار آنها نااطمینانی اقتصادی از جمله نااطمینانی های پولی و ارزی از مهمترین عوامل موثر بر شاخص های اقتصادی و از جمله بازدهی سهام می باشد. در این میان کشورهای در حال توسعه از جمله ایران از درجه بالایی از بی ثباتی پولی و ارزی برخوردارند. در این کشورها نرخ ارز و حجم پول نسبت به اقتصادهای پیشرفته و صنعتی بیشتر در حال نوسان بوده و این نوسانات نیز به نوبه خود محیط نامطمئنی را برای سرمایه گذاران ایجاد کرده و باعث میشود تا سرمایه گذاران نتوانند به سهولت و بااطمینان بیشتر در مورد سرمایه گذاری



آتی تصمیم گیری کنند و احیانا متحمل زیان های وسیعی میشوند. نوسانات پولی و ارزی باعث تغییر قیمت کالاها و خدمات ، تولید و عوامل تولیدی میشود. و از این طریق روی جریان نقدی فعلی و آتی مورد انتظار و در پی آن بازده سهام بنگاه های اقتصادی تاثیر گذارد. علاوه بر این به لحاظ نظری نااطمینانی ارزی علاوه بر بخش تجارت خارجی بخش داخلی اقتصاد به خصوص بازار سهام را تحت تاثیر قرار میدهد. در حقیقت نوسانات نرخ ارز نوعی ریسک را در بخش تعاملات خارجی ایجاد میکند صادرات و واردات و جریان های سرمایه ای را تحت تاثیر خود قرار میدهد و مختل میکند. با توجه به اهمیت موضوع بازار سهام به عنوان یکی از شاخص های ارزیابی وضعیت اقتصادی کشور و از آنجا که نااطمینانی های ارزی و پولی و سیاست های پولی از جمله عوامل مهم و تاثیرگذار بر بازدهی سهام شرکت ها محسوب میشوند و مشخص بودن رابطه بین متغیرهای ذکور و بازار سهام میتواند راه گشایی برای مدیران و سرمایه گذاران آتی جهت تصمیم گیری بهینه محسوب میگردد از اینرو در مطالعه حاضر به دنبال آن هستیم تا بتوانیم روابط و جهت تاثیر نااطمینانی های ارزی و پولی در کنار برخی از متغیرهای کلان اقتصادی را بر بازدهی سهام مشخص نموده و راه کارهایی را در جهت پیشرفت و تداوم بازار سهام ارائه نمایم. اهداف اصلی و فرعی مطالعه حاضر به شرح ذیل می باشد. در این مطالعه داده های مربوط به شاخص صنعت قند و شکر و صنعت خوراکی ها و آشامیدنی ها به صورت صورت سالانه از سال ۱۳۸۵ تا سال ۱۳۹۲ از سایت مدیریت اطلاعات مالی بورس اوراق بهادار جمع آوری شد. همچنین داده های مربوط به نرخ ارز و حجم نقدینگی از سایت بانک مرکزی ایران اخذ شده است. در این مطالعه شاخص بازدهی سهام ۳۲ شرکت مورد بررسی قرار گرفته است. هدف از انجام این مطالعه بررسی تاثیر نااطمینانی های ارزی و پولی بر میزان بازدهی سهام شرکت صنایع کشاورزی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار می باشد.

ادبیات موضوع

حلافی و ناصر سعیدی ۱۳۹۱ در مطالعه ای تحت عنوان بررسی واکنش های متقابل نااطمینانی در نرخ ارز و شاخص قیمت سهام بورس تهران ارتباط متقابل نااطمینانی در نرخ دلار و شاخص کل قیمت سهام بورس تهران و عکس العمل های پویای هر کدام نسبت به دیگری را مورد بررسی قرار داده اند. برای این منظور از نرخ ارز دلار به ریال و شاخص کل قیمت سهام بورس تهران به صورت ماهانه طی دوره مهر ۸۳ تا مهر ۸۹ استفاده شده است. علت استفاده این دوره همزمانی آن با بحران مالی جهان و بررسی تاثیرات آن بر شاخص های پولی و مالی اقتصاد ایران بوده است. بر اساس نتایج این تحقیق وجود حداقل یک رابطه تعادلی بلندمدت بین نااطمینانی شاخص قیمت سهام بورس تهران تایید شده است. همچنان برای هیچکدام از وقفه های صفر تا ده نااطمینانی در شاخص کل قیمت سهام علت بی ثباتی در نرخ ارز نبوده است. اما فرضیه عدم وجود رابطه علی از نرخ ارز به سمت نااطمینانی در شاخص قیمت سهام برای بسیاری از طول وقفه ها رد شده است. بنابراین یک رابطه علیت یک طرفه از سوی نااطمینانی نرخ ارز به سمت نااطمینانی در شاخص کل قیمت سهام داشته است. زهرا نصرالهی و دیگران ۱۳۹۰ در مقاله ای تحت عنوان بررسی رابطه بین متغیرهای اقتصاد



کلان و شاخص قیمت سهام در ایران به تجزیه و تحلیل تاثیر برخی از متغیرها اقتصادی مانند نرخ ارز شاخص قیمت مسکن شاخص قیمت طلا و ارزش افزوده بخش صنعت بر شاخص بورس اوراق بهادار با استفاده از الگوی بردارهای خودرگرسیون و مدل تصحیح خطای برداری در دوره زمانی ۱۳۷۰-۸۵ پرداخته شده است. بر اساس نتایج این تحقیق در کوتاه مدت شاخص قیمت سهام تحت تاثیر شاخص قیمت سهام در دوره های قیل، نرخ ارز و ارزش افزوده بخش صنعت قرار داشته است. اما در بلندمدت شاخص قیمت سهام تحت تاثیر شاخص قیمت طلا، شاخص قیمت مسکن، شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی، نرخ ارز، ارزش افزوده بخش صنعت و صادرات قرار دارد. کشاورز حداد و مهدوی (۱۳۸۴) به بررسی امکان ایفای نقش بازار سهام به عنوان کانالی مناسب برای ساز و کار سرایت سیاست پولی در اقتصاد ایران میپردازند. تلاطم شرطی با استفاده از مدل های واریانس ناهمسان شرطی خود رگرسیونی (ARCH) و واریانس ناهمسان شرطی خود رگرسیونی تعمیم یافته (HCRAG) برآورد میشوند. نتایج بدست آمده نشان میدهد که افزایش تلاطم در نرخ رشد عرضه پول کاهش تلاطم در بازده سهام میشود. بنابراین بازار سهام کانالی برای ساز و کارسرایت پولی در اقتصاد ایران نیست. یکی از تحقیقاتی که در بورس تهران در رابطه با موضوع عوامل مؤثر بر بازده انجام شده است، تحقیق دوره دکتری محمدحسین قائمی (۱۳۷۸) تحت عنوان "بررسی عوامل مؤثر بر بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران" است. ریسک سیستماتیک، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نسبت E/P و حجم مبادلات سهام، ۵ عاملی هستند که تأثیر آنها بر بازده سهام مورد بررسی و آزمون قرار گرفته است. دوره در نظر گرفته شده در تحقیق مذکور دوره ۵ ساله سال های ۷۳ تا ۷۷ می باشد. نتایج تحقیق مذکور نشان داد که: در نهایت تنها شاخص ریسک سیستماتیک (بتا) بر بازده مورد انتظار سهامداران مؤثر است و اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، گردش معاملاتی و نسبت سود به قیمت بر بازده مورد انتظار سهامداران مؤثر نمی باشند و بونگا ۲۰۰۵ به دنبال محاسبه مقداری اثر شوک های سیاست پولی از طریق نرخ بهره روی بازده های سهام در بازار ژوهانسبورگ می باشند. آنها برای بررسی اثر سیاست پولی سه بخش را بطور مجزا در نظر گرفتند: بخش مالی بخش صنعتی و بخش منابع. یافته های آنها نشان میدهد که اثر تغییر نرخ بهره در هر سه بخش کوچک و زودگذر است. احمد و همکاران ۲۰۰۶ طی مقاله ای در بانک مرکزی بنگلادش با استفاده از نرخ اوراق خزانه ۲۸ روزه و در قالب مدل VAR ساختاری اثر شوک های سیاست پولی انقباضی به شاخص قیمتی سهام در این کشور را بررسی کردند. طبق یافته های تجربی با اجرای سیاست پولی انقباضی و به تبع آن افزایش نرخ بهره شاخص قیمتی سهام کاهش می یابد ولی اثر شوک سیاست پولی در کشور بنگلادش برای مدت طولانی دوام نمی آورد. اوکپارا ۲۰۱۰ در مقاله خود به بررسی رابطه بین سیاست پولی و بازده سهام در کشور نیجریه پرداخته است. نتیجه آنکه سیاست پولی یکی از عوامل مهم تعیین کننده بازده سهام در نیجریه می باشد. با تغییر نرخ تنزیل مجدد، نرخ های بهره در بازار تغییر کرده و بازده سهام تغییر می کند. یافته های تحقیق وجود رابطه منفی بین نرخ بهره و بازده سهام را بیان میکند.



مواد و روش ها

در مطالعه حاضر به منظور بررسی و مقایسه اثر نااطمینانی های (شوک های) پولی و ارزی بر بازدهی سهام شرکت های پذیرفته شده منتخب در بورس تهران از دو الگو استفاده شده است. تصریح مدل و انتخاب متغیرها بر اساس تئوری و مطالعات پیشین صورت گرفته است. الگوی نخست به بررسی اثر نااطمینانی های نرخ ارز بر میزان بازدهی شرکت ها میپردازد در این راستا نااطمینانی های نرخ ارز بر اساس معادله رفتاری نرخ ارز و از طریق الگوی گارچ استخراج گردیده و سپس در کنار سایر متغیرهای کلان اقتصادی توضیح دهنده بازدهی سهام شرکت ها، تاثیر نااطمینانی های نرخ ارز بر بازدهی سهام برآورد میگردد. الگوی دوم اثر نااطمینانی های پولی را بر بازدهی سهام شرکت ها برآورد میکند. شاخص نااطمینانی های پولی، همچون نااطمینانی های ارزی از طریق مدل GARCH و بر اساس متغیر حجم نقدینگی استخراج میگردد.

الگوی اول:

$$TR = F(GDP, OT, INR, OIL, LV, ITR, GP, EX, UEX)$$

الگوی دوم:

$$TR = F(GDP, OT, INR, OIL, LV, ITR, GP, EX, UMO)$$

بطوری که TR : شاخص بازدهی سهام- استخراج شده از پایگاه اطلاع رسانی الکترونیکی بورس تهران- GDP : تولید ناخالص داخلی به قیمت سال ۱۳۷۶. INR: نرخ سود بانکی (پنج ساله). OIL: مجموع درآمد های نفتی به قیمت سال ۱۳۷۶. OT: درجه باز بودن تجاری است که از مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی هر کشور در زمان t حاصل شده است. ITR: نرخ تورم . GP : قیمت سکه تمام بهار آزادی. EX: نرخ ارز (دلار) در بازار آزاد. LV: حجم نقدینگی . UEX: شاخص نااطمینانی نرخ ارز (استخراج شده بر اساس مدل GRRCH). UMO: شاخص نااطمینانی نقدینگی (استخراج شده بر اساس مدل GRRCH) می باشند.

مدل داده های ترکیبی سری زمانی - مقطعی (تابلویی)

در تحقیقات اجتماعی و اقتصادی از برخی از انواع روش های آماری برای تجزیه و تحلیل استفاده می شود. انتخاب نوع روش آماری برای تحلیل، بستگی به نوع سنجش داده ها و اهداف کار تحقیقاتی مورد نظر دارد. یکی از این روش ها، تجزیه و تحلیل داده های ترکیبی سری زمانی و مقطعی است که به عنوان روشی کارا در تجزیه و تحلیل های کاربردی به کار می رود. در این روش یک مقطع یا یک گروه از افراد مورد بررسی قرار می گیرند. داده های تلفیقی اطلاعات آگاهی دهنده ی بیشتر، تنوع یا تغییرپذیری بیشتر، هم خطی کم تر بین متغیرها، درجات آزادی و کارایی بیشتر را فراهم می کند. در داده های تلفیقی، بعد مقطعی موجب اضافه شدن تغییرپذیری بسیار زیادی می شود که با در دست داشتن این اطلاعات می توان برآوردهای معتبری انجام داد.



داده‌های ترکیبی به یک مجموعه از داده‌ها گفته می‌شود که براساس آن مشاهدات به وسیله‌ی تعداد زیادی از متغیرهای مقطعی (N) که اغلب به صورت تصادفی انتخاب می‌شوند، در طول یک دوره زمانی مشخص (T) مورد بررسی قرار گرفته باشند. این N*T داده‌ی آماری را داده‌های ترکیبی یا داده‌های مقطعی - سری زمانی می‌نامند. در حالت کلی، مدل زیر نشان‌دهنده یک مدل با داده‌های ترکیبی است:

$$y_{it} = \mu_{it} + \sum_{k=0}^m \beta_{kit} x_{kit} + \varepsilon_{it}$$

که در آن $n = 1, 2, \dots, T$ نشان‌دهنده‌ی واحدهای مقطعی و $t = 1, 2, \dots, T$ به زمان اشاره دارد. همچنین y_{it} متغیر وابسته برای آامین واحد مقطعی در سال t و x_{kit} نیز k آامین متغیر مستقل غیرتصادفی برای آامین واحد مقطعی در سال t است. فرض می‌شود جمله اخلا ε_{it} دارای میانگین صفر و واریانس ثابت است. منظور از μ_{it} این است که برای هر مقطع عرض از مبدأ جداگانه در نظر گرفته‌ایم. β_{kit} پارامترهای مدل مجهول است که واکنش متغیر وابسته نسبت به تغییرات k آامین متغیر مستقل در آامین مقطع و آامین زمان را اندازه‌گیری می‌کند. در حالت کلی فرض می‌شود که این ضرایب در میان تمامی واحدهای مقطعی و زمانی مختلف، متفاوتند، ولی در بسیاری از مطالعات پژوهشی، متغیر بودن این ضرایب هم برای تمامی مقاطع و هم برای تمامی زمان‌ها، بسیار محدودکننده است (اشراق‌نیای جهرمی و ایقانی‌یزدلی، ۱۳۸۷).

الگوهای ARCH, GARCH

در برآورد الگوهای اقتصادسنجی به روش سنتی یکی از فروض محدودکننده فرض ثابت بودن واریانس جملات خطا می‌باشد. بطوری که در صورت رد آن تجزیه و تحلیل آماری دچار خدشه گردیده و از اعتبار ساقط است. برای رهایی از این مشکل، اولین بار رابرت انگل (۱۹۸۲) الگویی را تحت عنوان ARCH معرفی کرد. در این روش فرض بر این است که جمله تصادفی دارای میانگین صفر و به‌طور سریالی غیرهمبسته ولی واریانس آن با فرض وجود اطلاعات گذشته آن متغیر شکل می‌گیرد. با توجه به اینکه سری‌های زمانی در طی زمان رفتارهای متفاوتی را از خود به جای می‌گذارند، انتظار بر این است که واریانس متغیر مورد نظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد که در این صورت فرض وجود واریانس ثابت مردود می‌گردد. لذا رعایت این نکته در الگوی ARCH موجب افزایش کارایی و استفاده گسترده آن در مطالعات مختلف گردیده است. این الگو از ساده‌ترین و در عین حال مناسب‌ترین الگوهای خطی جهت بررسی ناطمینانی‌ها و نوسانات موجود در بازارهای مالی، به حساب می‌آید. جهت دستیابی به انعطاف‌پذیری بیشتر، الگو ARCH بعدها توسط محققین دیگر تعدیل و توسعه یافت. الگوی ARCH تعمیم یافته موسوم به GARCH، در سال ۱۹۸۶ توسط بالرسلف مطرح گردید. در این الگو واریانس شرطی جمله خطا از فرایند ARMA پیروی می‌کند و به‌صورت رابطه زیر تعریف می‌گردد.



$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

$$p \geq 0, q \geq 0, \omega > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$$

$$i = 1, 2, \dots, p \quad j = 1, 2, \dots, q$$

به طوری که ω پارامتر ثابت، ε_{t-j}^2 مجذور مقادیر جملات خطای پیشین و σ_{t-i}^2 ، واریانس‌های شرطی وقفه‌ای می‌باشند. همچنین q رتبه قسمت میانگین متحرک و p رتبه قسمت خود بازگشت را نشان می‌دهد.

نتایج

برآورد شاخص‌های نااطمینانی

برای برآورد شاخص نوسانات (نااطمینانی) نرخ ارز از طریق الگوهای GARCH ابتدا می‌بایست الگوی رفتاری (معادله میانگین) نرخ ارز و حجم نقدینگی تصریح، و سپس بر اساس باقیمانده معادله میانگین، الگوی GARCH مناسب برآورد گردد. پیشینه مطالعات صورت گرفته در این زمینه نشان می‌دهد که تخمین معادله میانگین، جهت تبیین رفتار نرخ ارز، عمدتاً بر اساس یکی از الگوهای خود توضیح، میانگین متحرک، خود توضیح میانگین متحرک و خود توضیح جمعی میانگین متحرک صورت گرفته است. در مطالعه حاضر الگوی رفتاری نرخ ارز و حجم نقدینگی با استفاده از الگوهای خانواده ARIMA تصریح گردیده است. به این ترتیب بر اساس نمودار همبستگی نگار و معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز-بیزین (SBC) الگوهای ARMA(1,1) به عنوان بهترین حالت ممکن برای برآورد معادله میانگین‌شناسایی گردید (جدول (۱) و جدول (۲)).

جدول ۱. نتایج برآورد معادله میانگین نرخ ارز، ARMA(1,1)

| متغیر | ضریب | آماره t | سطح معنی‌داری |
|--------------|------|-------------|---------------|
| C | ۲/۶ | ۱/۰۸ | ۰/۲۶۱ |
| REX(-1) | ۱/۴۳ | ۳/۲۷ | ۰/۰۰۰ |
| Resid(-1) | ۰/۸۳ | ۲/۵۱ | ۰/۰۱۶ |
| $R^2 = ۰/۸۳$ | | $F = ۳۱/۱۸$ | ۰/۰۰۰ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق



جدول ۲. نتایج برآورد معادله میانگین حجم پول (نقدینگی)، $ARMA(1,1)$

| متغیر | ضریب | آماره t | سطح معنی داری |
|---------------------|------|-------------|---------------|
| C | ۲/۳۱ | ۱/۴۳ | ۰/۵۴۱ |
| $REX(-1)$ | ۲/۰۹ | ۳/۳۱ | ۰/۰۰۰ |
| $Resid(-1)$ | ۰/۱۳ | ۲/۸۷ | ۰/۰۰۰ |
| $\Delta R^2 = ۰/۸۵$ | | $F = ۴۲/۰۲$ | ۰/۰۰۰ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

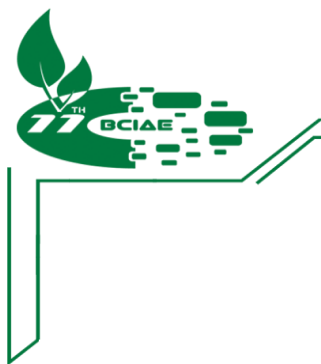
جهت اطمینان از عدم وجود همبستگی سریالی در اجزاء اخلاص الگوی $ARMA(1,1)$ و نرمال بودن توزیع جملات پس ماند، به ترتیب از آزمون‌های ضریب لاگرانژ بروش-گادفری و جارگوبرا استفاده شده است که نتایج عدم وجود همبستگی بین اجزاء اخلاص و نرمال بودن توزیع جملات اخلاص را تایید می‌کند (جدول (۳)).

جدول ۳. آزمون‌های نیکویی برازش الگوی $ARMA(1,1)$

| الگوی نرخ ارز | | |
|--------------------------------------|-------------|-------|
| آزمون ضریب لاگرانژ بروش-گادفری | | |
| احتمال | مقدار آماره | آماره |
| ۰/۳۹ | ۱/۵۱ | F |
| ۰/۴۱ | ۲/۱۹ | LM |
| آزمون نرمال بودن پسماندها (جارگوبرا) | | |
| ۰/۳۲۹ | ۲/۴ | JB |
| الگوی حجم نقدینگی | | |
| آزمون ضریب لاگرانژ بروش-گادفری | | |
| احتمال | مقدار آماره | آماره |
| ۰/۳۰۱ | ۱/۶۱ | F |
| ۰/۲۳۱ | ۲/۲۷ | LM |
| آزمون نرمال بودن پسماندها (جارگوبرا) | | |
| ۰/۴۲۲ | ۱/۲۷ | JB |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی وجود ناهمسانی واریانس در اجزای اخلاص معادله میانگین، که دلیلی بر وجود اثر ARCH می‌باشد، از آزمون ضریب لاگرانژ (ARCH-LM) استفاده شده است. با توجه به نتایج مندرج در جدول (۴) فرض وجود همسانی واریانس بین اجزای اخلاص برای هر دو الگو مردود می‌گردد. لذا وجود اثر ARCH تایید می‌شود. به این ترتیب اثراتی از



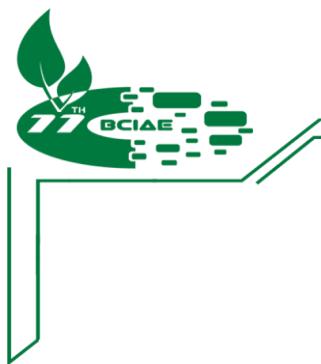
ناهمسانی واریانس مشهود است و امکان استفاده از الگوهای خانواده GARCH برای شناسایی روندهای غیرخطی در واریانس وجود دارد.

جدل ۴. نتایج آزمون ARCH-LM

| الگوی نرخ ارز | | |
|-------------------|-------------|--------|
| آماره | مقدار آماره | احتمال |
| F | ۷/۶۵ | ۰/۰۰۰ |
| LM | ۵/۲۴ | ۰/۰۱۲ |
| الگوی حجم نقدینگی | | |
| آماره | مقدار آماره | احتمال |
| F | ۶/۹۵ | ۰/۰۰۹ |
| LM | ۵/۲۱ | ۰/۰۱۲ |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در مطالعه حاضر جهت برآورد اثر نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز، از الگوهای GARCH استفاده شده است. از آنجا که الگوهای خانواده ARCH از فرایند ARMA پیروی می‌کنند برای تصریح الگوی مناسب، می‌توان ابتدا با رسم نمودار همبستگی نگار مربوط به مربع پسماندهای حاصل از معادله رگرسیون میانگین، مرتبه الگو را تعیین کرد و سپس بر اساس معیارهای آکائیک (AIC) و شوارتز-بیزین (SBC) الگوی نهایی برتر را گزینش نمود. به این ترتیب در نهایت از میان الگوهای برآورد شده، الگوی GARCH(1,1) از نظر معیارهای انتخابی باکس-جنکینز برای هر متغیر نرخ ارز و حجم نقدینگی از همه مناسب‌تر تشخیص داده شد. نتایج حاصل از برآورد در جدول (۵) منعکس شده است. آماره‌های F و R نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل بطور کلی معنی‌دار و از قدرت توضیح دهنده بالایی برخوردارند. همچنین آماره-های JB و ARCH-LM نرمال بودن توزیع جملات اخلال و همسانی واریانس در الگوهای برآورد شده را تایید می‌کند. بنابراین الگوهای برآوردی بر اساس معیارهای اقتصادسنجی در وضعیت مناسبی قرار دارند. بنابراین در مطالعه حاضر پس از الگوسازی نوسانات نرخ ارز و حجم نقدینگی، از طریق الگوی GARCH، از این شاخص به منظور برآورد اثر نااطمینانی نرخ ارز بر بازدهی سهام شرکت‌ها استفاده می‌گردد.



جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد الگوهای GARCH (1,1)

| متغیر | ضریب | آماره Z | سطح معنی داری |
|---------------|------------------|---------|---------------|
| الگوی نرخ ارز | | | |
| C | ۳/۱۱ | ۱/۲۳ | ۰/۴۴۶ |
| $risid(-1)^2$ | ۱/۳۱ | ۳/۷۱ | ۰/۰۰۰ |
| $garch(-1)$ | ۰/۳۱ | ۳/۲۱ | ۰/۰۰۰ |
| | $F = ۰,۷۷R^2 =$ | ۱۳,۴۳ | |
| الگوی حجم پول | | | |
| C | ۲/۶ | ۱/۰۸ | ۰/۲۶۱ |
| $risid(-1)^2$ | ۱/۴۳ | ۳/۲۷ | ۰/۰۰۰ |
| $garch(-1)$ | ۰/۸۳ | ۷/۸۳ | ۰/۰۰۳ |
| | $F = ۱۱R^2 = 0.$ | ۶۳,۲۱ | |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

آزمون ساکن پذیری اِمتغیرهای مدل

جهت حصول اطمینان از رگرسیون غیر کاذب و در پی آن نتایج نامطمئن، لازم است که چگونگی ساکن پذیری متغیرها را مورد آزمون قرار دهیم. اگر متغیرهای مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو غیرساکن باشند، موجب می‌شود تا نتایج حاصل از برآورد چندان قابل اطمینان نباشد و در نتیجه محقق به استنباط‌های نادرستی در مورد ارتباط بین متغیرها برسد بدین منظور، از آزمون ایم، پسران و شین (IPS) استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول (۶) منعکس شده است.

¹-Stationary



جدول ۶. آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد استفاده

| PP- Fisher Chi-square | | ADF – Fisher Chi-square | | IM, Pesaran & Shin W-stat | | Levin, Lin & Chu t | | متغیر |
|-----------------------|---------|-------------------------|---------|---------------------------|---------|--------------------|---------|-------|
| معنی-داری | آماره t | معنی-داری | آماره t | معنی-داری | آماره t | معنی-داری | آماره t | |

آزمون ریشه واحد در سطح

| | | | | | | | | |
|------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|----------------------------|
| ۰/۱۱ | ۲۲/۰۴ | ۰/۲۱ | ۱۰/۸ | ۰/۱۶ | -۱/۰۱ | ۰/۵۵ | ۰/۶۴ | شاخص بازدهی سهام |
| ۰/۸۶ | ۴/۰۰ | ۰/۵۴ | ۴/۳۱ | ۰/۸۵ | ۱/۰۳ | ۰/۵۹ | ۰/۲۳ | تولید ناخالص داخلی |
| ۰/۲۰ | ۱۴/۴۳ | ۰/۴۴ | ۱۴/۷۷ | ۰/۲۵ | -۰/۶۷ | ۰/۲۱ | -۰/۸۱ | حجم نقدینگی |
| ۰/۲۱ | ۸/۵۷ | ۰/۶۷ | ۴/۴۹ | ۰/۷۴ | ۰/۶۴ | ۰/۹۴ | ۱/۵۳ | نرخ بهره |
| ۰/۱۷ | ۱۴/۷۲ | ۰/۳۲ | ۱۰/۲۱ | ۰/۲۱ | -۱/۲۸ | ۰/۶۸ | ۰/۴۸ | نرخ تورم |
| ۰/۱۸ | ۱۳/۶۸ | ۰/۸۷ | ۷/۳۲ | ۰/۵۷ | ۱/۱۸ | ۰/۸۳ | ۰/۹۵ | درجه باز بودن اقتصاد |
| ۰/۲۱ | ۱۶/۴۳ | ۰/۲۱ | ۱۳/۸ | ۰/۱۶ | -۱/۷۸ | ۰/۶۸ | ۰/۴۶ | درآمد های نفتی |
| ۰/۵۶ | ۴/۰۰ | ۰/۹۸ | ۵/۲۲ | ۰/۶۵ | ۱/۵۷ | ۰/۵۹ | ۰/۲۷ | نرخ ارز |
| ۰/۵۴ | ۱۸/۳۲ | ۰/۳۴ | ۱۷/۰۷ | ۰/۲۲ | -۰/۵۴ | ۰/۳۳ | -۰/۴۳ | قیمت طلا |
| ۰/۳۸ | ۸/۷۶ | ۰/۸۱ | ۴/۳۱ | ۰/۹۱ | ۰/۳۵ | ۰/۴۵ | ۰/۵۳ | شاخص نااطمینانی نقدینگی |
| ۰/۲۲ | ۱۵/۳۱ | ۰/۳۲ | ۱۲/۸ | ۰/۲۶ | -۲/۲۱ | ۰/۵۴ | ۰/۶۷ | شاخص نااطمینانی نرخ ارز |
| ۰/۱۹ | ۲۱/۶۸ | ۰/۷۱ | ۵/۸۷ | ۰/۵۸ | ۰/۳۷ | ۰/۶۷ | ۰/۴۳ | نسبت سپرده قانونی |
| ۰/۳۶ | ۱۲/۱۱ | ۰/۸۱ | ۱۰/۸ | ۰/۴۳ | -۱/۱۱ | ۰/۴۷ | ۰/۴۳ | بدهی بانک ها به بانک مرکزی |

آزمون ریشه واحد تفاضل رتبه اول

| | | | | | | | | |
|------|--------|------|-------|------|-------|------|-------|-------------------------|
| ۰/۰۰ | ۷۶/۳۷ | ۰/۰۰ | ۳۸/۹۹ | ۰/۰۰ | ۵/۳۱ | ۰/۰۰ | -۶/۷۹ | شاخص بازدهی سهام |
| ۰/۰۰ | ۳۸/۱۹ | ۰/۰۰ | ۲۱/۵۸ | ۰/۰۰ | -۴/۴ | ۰/۰۰ | -۳/۱۴ | تولید ناخالص داخلی |
| ۰/۰۰ | ۴۶/۷۳ | ۰/۰۰ | ۲۳/۲۱ | ۰/۰۰ | -۴/۴۳ | ۰/۰۰ | -۳/۷۷ | حجم نقدینگی |
| ۰/۰۰ | ۴۸/۵۱ | ۰/۰۰ | ۲۲/۸۸ | ۰/۰۰ | -۳/۴۳ | ۰/۰۱ | -۲/۲۲ | نرخ بهره |
| ۰/۰۰ | ۷۹/۳۸ | ۰/۰۰ | ۲۳/۶۵ | ۰/۰۰ | -۳/۲۶ | ۰/۰۱ | -۴/۱۹ | نرخ تورم |
| ۰/۰۰ | ۱۱۳/۳۳ | ۰/۰۰ | ۲۸/۹۹ | ۰/۰۰ | ۳/۷۷ | ۰/۰۰ | -۴/۵۹ | درجه باز بودن اقتصاد |
| ۰/۰۰ | ۲۸/۱۹ | ۰/۰۰ | ۱۱/۵۸ | ۰/۰۰ | -۶/۰۷ | ۰/۰۰ | -۵/۱۴ | درآمد های نفتی |
| ۰/۰۰ | ۵۶/۷۳ | ۰/۰۰ | ۱۳/۲۱ | ۰/۰۰ | -۴/۳۳ | ۰/۰۰ | -۲/۴۳ | نرخ ارز |
| ۰/۰۰ | ۳۹/۵۱ | ۰/۰۰ | ۱۲/۸۱ | ۰/۰۰ | -۵/۰۳ | ۰/۰۱ | -۴/۴۲ | قیمت طلا |
| ۰/۰۰ | ۱۳۱/۷ | ۰/۰۰ | ۲۸/۳۹ | ۰/۰۰ | ۴/۷۶ | ۰/۰۰ | -۷/۴۳ | شاخص نااطمینانی نقدینگی |
| ۰/۰۰ | ۳۲/۱۹ | ۰/۰۰ | ۳۱/۲۸ | ۰/۰۰ | -۴/۵۶ | ۰/۰۰ | -۶/۱۴ | شاخص نااطمینانی نرخ ارز |

مأخذ: نتایج تحقیق



مطابق نتایج جدول مشخص است که تمامی متغیرها با تفاضل مرتبه اول پایا می‌شوند. به عبارت دیگر همه متغیرها $I(1)$ هستند. با توجه به این که تمامی متغیرها همگرا از درجه یک شده‌اند برای اثبات وجود رابطه معنی‌دار بین متغیرها و جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب، بایستی آزمون‌های هم‌انباشتگی بین متغیرها انجام شود.

نتایج آزمون همجمعی

در این مرحله از آزمون کائو جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه هم جمعی میان متغیرها استفاده می‌شود. در این قسمت فرضیه صفر بیانگر عدم رابطه همجمعی بین متغیرها می باشد. با توجه به اینکه مقدار احتمال بدست آمده از سطح معناداری ۵ درصد بیشتر است، لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه همجمعی بین متغیرها را نمی توان پذیرفت. بنابراین، می‌توان گفت که ارتباط بلند مدت میان متغیرها هر دو الگو وجود دارد.

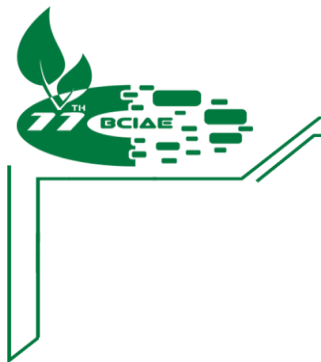
جدول ۷. آزمون کائو برای هم‌انباشتگی متغیرها

| آزمون | مقدار آماره | سطح معنی‌داری |
|-------------------------------|-------------|---------------|
| مدل اول | | |
| آماره دیکی - فولر تعمیم یافته | -۱/۶۱۱ | ۰/۰۵ |
| واریانس جزء اخلاص | ۰/۰۱۴ | --- |
| واریانس HAC | ۰/۰۰ | --- |
| مدل دوم | | |
| آماره دیکی - فولر تعمیم یافته | -۱/۶۰۴ | ۰/۰۵ |
| واریانس جزء اخلاص | ۰/۰۳۴ | --- |
| واریانس HAC | ۰/۰۰ | --- |

مأخذ: نتایج تحقیق

همانطور که مشاهده می‌شود براساس مقدار آماره‌ی ADF و سطح معنی‌داری فرضیه‌ی صفر رد می‌شود، می‌توان نتیجه گرفت که متغیرها هم‌انباشته هستند و رابطه‌ی معنی‌دار بین آنها وجود دارد.

همچنین برای اثبات وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها می‌توان ایستایی جزء اخلاص معادله را بررسی کرد. با توجه به این که تمامی متغیرها همگرا از درجه‌ی یک شدند برای اثبات وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها بایستی جزء اخلاص معادله همگرا از درجه‌ی صفر باشد. با استفاده از آزمون ریشه واحد مشخص می‌شود که جزء اخلاص معادله در سطح پایا است، به عبارت دیگر $I(0)$ می‌باشد. نتایج آن در جدول (۸) گزارش شده است:



جدول ۸. آزمون ریشه واحد جزء اخلال معادلات برآوردی

| آزمون | آماره t | سطح معنی داری |
|-----------------------------------|-----------|---------------|
| مدل اول | | |
| آماره t دیکی - فولر تعمیم یافته | -۳/۶۱ | ۰/۰۱۸ |
| مقدار بحرانی | -۳/۰۶۵ | --- |
| مدل دوم | | |
| آماره t دیکی - فولر تعمیم یافته | -۳/۵۱ | ۰/۰۲۱ |
| مقدار بحرانی | -۳/۰۷۰ | --- |

مأخذ: نتایج تحقیق

آزمون‌های تشخیصی مدل

برای انتخاب بین روش مدل اثر ثابت و داده‌های تلفیقی از آزمون چاو استفاده شده است. فرض صفر این آماره بیانگر انتخاب روش داده‌های تلفیقی و اولویت آن نسبت به داده‌های تابلویی است. با توجه به مقدار F گزارش شده در جدول (۹-۴) فرض صفر رد می‌شود؛ بنابراین می‌توان جهت برآورد از روش داده‌های تابلویی استفاده کرد. پس از حصول اطمینان از برآورد مدل به صورت داده‌های تابلویی، مهم‌ترین سؤال قابل طرح این است که اثرات مقطعی به صورت اثرات ثابت هستند یا تصادفی؟ به طور کلی برای تخمین مدل‌های داده‌های تابلویی، دو روش وجود دارد که عبارتند از: روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی. تعیین آن که در یک نمونه از داده‌ها، کدام یک از این دو روش باید مورد استفاده قرار گیرد از طریق آزمون‌های خاص خود صورت می‌پذیرد. یکی از رایج‌ترین این آزمون‌ها، آزمون هاسمن دارای آماره کای دو (χ_2^2) می‌باشد که فرضیه صفر آن دال بر تأیید وجود اثرات تصادفی در مدل است. با توجه به نتایج آزمون هاسمن در جدول (۹)، فرضیه صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی در سطح خطای کمتر از یک رد می‌شود، بنابراین مدل در قالب اثرات ثابت برآورد می‌گردد.

جدول ۹. آزمون‌های تشخیصی در مدل‌های برآوردی

| آزمون | آماره | مقدار آماره | سطح معنی داری |
|----------------|------------|-------------|---------------|
| مدل اول | | | |
| چاو | F | ۱۳/۹۶ | ۰/۰۰ |
| هاسمن | χ_2^2 | ۷۷/۴۵ | ۰/۰۰ |
| مدل دوم | | | |
| چاو | F | ۲۳/۲۱ | ۰/۰۰ |
| هاسمن | χ_2^2 | ۵۳/۲۲ | ۰/۰۰ |

مأخذ: نتایج تحقیق



نتایج برآورد الگو به کمک روش اثرات ثابت

پس از مشخص شدن روش مناسب جهت برآورد پارامترها در قسمت گذشته در این قسمت به بیان نتایج حاصل از برآورد الگو پرداخته می‌شود. از آنجا که براساس آزمون‌های منحنی روش اثرات ثابت شیوه مناسب برآورد الگو است، از این شیوه استفاده می‌کنیم. نتایج مربوط به برآورد مدل اول (بررسی اثر ناطمینانی نرخ ارز بر بازدهی سهام شرکت‌ها) و مدل دوم (بررسی اثر ناطمینانی حجم نقدینگی بر بازدهی سهام شرکت‌ها)، در جدول (۱۰) منعکس شده است. بر اساس آماره‌های F و R^2 مدل‌های برآوردی از برازش مناسبی برخوردار بوده و متغیرهای توضیحی توانسته‌اند تغییرات بازدهی سهام شرکت‌ها را به خوبی توجیه کنند. جهت (علامت) ضرایب برآوردی متغیرهای مشابه در هر دو مدل یکسان و از نظر اندازه نزدیک بهم می‌باشند.

جدول ۱۰. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های اول و دوم

| مدل اول | | مدل دوم | |
|------------------------|-----------------------------|---------------|-----------------------------|
| متغیر | ضریب | سطح معنی داری | متغیر |
| عرض از مبدأ | -۰/۶۷ | ۰/۴۲۱ | عرض از مبدأ |
| تولید ناخالص داخلی | 1.3×10^{-13} | ۰/۰۰۰ | تولید ناخالص داخلی |
| حجم نقدینگی | -۰/۶۴ | ۰/۰۰۰ | حجم نقدینگی |
| نرخ بهره | -۰/۰۰۵۱ | ۰/۰۰۰ | نرخ بهره |
| نرخ تورم | -۰/۰۹۵ | ۰/۰۰۰ | نرخ تورم |
| درجه باز بودن اقتصاد | ۲/۴۳ | ۰/۰۰۰ | درجه باز بودن اقتصاد |
| درآمد های نفتی | -۰/۱۷ | ۰/۰۰۳ | درآمد های نفتی |
| نرخ ارز | -۰/۰۲۵ | ۰/۰۰۰ | نرخ ارز |
| قیمت طلا | -۰/۰۴۳ | ۰/۰۱۱ | قیمت طلا |
| شاخص ناطمینانی نرخ ارز | -۰/۰۰۰۰۳۱ | ۰/۰۰۰ | شاخص ناطمینانی حجم نقدینگی |
| | F-statistic = ۱۲۰۸/۸ (۰/۰۰) | $R^2 = ۰/۹۹$ | F-statistic = ۱۲۰۸/۸ (۰/۰۰) |
| | | $R^2 = ۰/۹۹$ | |

ماخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج ضریب متغیر GNP در هر دو مدل برآوردی مثبت و از لحاظ آماری معنی دار است. لذا به طور قطع میتوان گفت که افزایش درآمد ملی موجب ارتقاع شاخص بازدهی سهام میگردد. بطور کلی انتظار بر این است که افزایش درآمد ملی تاثیر مثبتی بر بازدهی سهام شرکت داشته باشد چرا که افزایش درآمد ملی (حقیقی) به منزله رونق و شکوفایی اقتصادی بوده و در این شرایط با توجه به خوش بینی افراد سرمایه گذار به وضعیت آینده شرکت‌ها و کل اقتصاد، تقاضا برای سهام شرکت‌ها افزایش و در نتیجه قیمت سهام و در نهایت بازدهی سهام شرکت‌ها افزایش می‌یابد. اثر نرخ تورم



بر بازدهی سهام شرکت‌ها منفی و از لحاظ آماری نیز معنی‌دار است، با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و بالا رفتن نرخ تورم قدرت خرید پول نقد کاهش یافته و افراد برای جبران پول خود را در کالاهای بادوام (نظیر مسکن) سرمایه‌گذاری میکنند. بنابراین با افزایش فعالیت‌های بورس اوراق بهادار بازده سهام و سود سهام نیز کاهش خواهد یافت. میتوان بحث را بصورت دیگر نیز بیان نمود، در شرایط تورمی سهامدار متناسب با نرخ تورم بازده مورد انتظار خود را تعدیل خواهد نمود، بنابراین با افزایش نرخ تورم، بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار نیز بیشتر میشود. از سوی دیگر با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در بازار هزینه‌های تولیدی شرکت‌ها نیز افزایش می‌یابد و باعث کاهش حاشیه سود آن‌ها میشود. دلیل قابل توجه دیگر در این مورد کاهش ارزش واقعی دارایی‌های شرکت‌های و کاهش قدرت رقابت‌پذیری آن‌هاست. اثر قیمت نفت بر بازدهی سهام نیز منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. افزایش قیمت نفت اگر چه باعث افزایش تولید ناخالص ملی (شامل درآمدهای نفتی) برای کشورهای صادرکننده نفت میشود اما باید در نظر داشت که مصرف‌کننده نهایی محصولات و مشتقات نفتی به طور عمده کشورهای در حال توسعه هستند. به دلیل اینکه کشورهای صادرکننده نفت اغلب خود به دلیلی عدم توانایی و نداشتن فن آوری لازم برای فرآوری نفت خام واردکننده محصولات و مشتقات نفتی هستند، بنابراین افزایش قیمت نفت باعث افزایش بهای تمام‌شده محصولات تولید شده توسط کشورهای صنعتی میشود که این منجر به افزایش ارزش ریالی واردات کشورهای در حال توسعه، از جمله ایران میشود. بنابراین انتظار می‌رود رابطه‌ی بین افزایش درآمد نفتی با افزایش شاخص‌های سهام یک رابطه‌ی منفی باشد. همچنین با افزایش قیمت نفت درآمد‌های ارزی کشور زیاد شده و با افزایش درآمد‌های ارزی کشور حجم واردات بیشتر شده و در نتیجه تولیدکنندگان به لحاظ ورود کالاهای مشابه خارجی با کیفیت برتر دچار مشکل فروش میشوند و با کاهش فروش طبیعتاً سود شرکت‌ها کاهش می‌یابد و نهایتاً قیمت سهام و به دنبال آن بازدهی بازار سهام کاهش می‌یابد. تاثیر متغیر حجم نقدینگی بر سهام شرکت‌ها نیز منفی و معنی‌دار می‌باشد لذا افزایش میزان نقدینگی بازدهی سهام شرکت‌ها را کاهش میدهد. بر اساس نظریه پولی تورم، افزایش مستمر نقدینگی با نرخی بیش از حاصل ضرب نرخ رشد درآمد حقیقی و کاهش درآمدی تقاضا برای پول، شرط لازم و کافی برای تورم مستمر به شمار می‌آید. از سوی دیگر برخی اعتقاد دارند که افزایش نقدینگی میتواند تقاضا برای انجام سرمایه‌گذاری‌ها و از جمله سهام را افزایش دهد. بنابراین رابطه بین نقدینگی و شاخص‌ها باید مثبت باشد. این فرضیه زمانی مطرح است که رشد نقدینگی باعث گسترش فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و تولیدی شود با توجه به اینکه در ایران زیربنای اقتصادی برای جذب سرمایه‌گذاری‌ها در بخش‌های تولیدی کافی و مناسب نیست و اغلب نقدینگی بجای صرف در امور تولیدی صرف فعالیت‌های سوداگری میشود، بنابراین به طور عمده افزایش حجم نقدینگی منجر به افزایش تقاضا و هزینه‌های جاری میشود. به دلیل این که تحقیقات انجام شده در زمینه‌ی نظریه پوای تورم در ایران نیز نشان داده که افزایش نقدینگی در جامعه همراه و همگام با افزایش تولید ناخالص داخلی نمی‌شود و عامل تشدیدکننده تورم به شمار می‌آید، به نظر میرسد رابطه بین نرخ رشد نقدینگی



شاخص های بازار سهام یک رابطه منفی باشد. (سجادی ۸۹). اثر متغیر نرخ ارز بر بازدهی سهام منفی و از لحاظ آماری معنی دار می باشد. بطور کلی اگر درجه ارزبری صنایع عمده فعال کشور بالا باشد با افزایش نرخ ارز هزینه های تولید بیشتر از قیمت محصول افزایش یافته و این موضوع از کانال کاهش جریان نقدی عایدی های آتی بنگاه ها می تواند باعث افت قیمت های سهام گردد. اما اگر درجه ارز آوری صنایع عمده کشور بالا باشد رابطه بین نرخ ارز و قیمت سهام از کانال جریان وجوه نقدی بنگاه ها مثبت خواهد بود. برآیند اثرات منفی ناشی از رقابت بین بازارهای سهام و ارز و اثر مثبت اخیر، تعیین کننده رابطه نهایی بین نرخ ارز و قیمت سهام خواهد بود (ترابی، ۱۳۸۹). ضریب مربوط به نرخ بهره منفی و از لحاظ آماری معنی دار می باشد. لذا افزایش نرخ بهره موجب کاهش بازدهی سهام شرکت های فعال در بورس می گردد. در این رابطه میتوان این طور توجیح کرد که با افزایش نرخ بهره بخش عظیمی از سرمایه های مردم به سمت بانک ها که بازدهی بدون ریسک دارند جاری شده و این منابع از بازار سرمایه خارج و به سمت بازار پول کشیده میشود در نتیجه کاهش تقاضا برای سهام شرکت ها و عدم تامین راحت منابع مالی شرکت ها باعث کاهش بازدهی کل بورس اوراق بهادار میشود. نتایج برآوردی حاکی از تاثیر منفی و معنی دار قیمت طلا بر بازدهی سهام شرکت ها می باشد. لذا افزایش قیمت طلا موجب کاهش بازدهی سهام بازار اوراق بهادار میگردد. از آنجا که طلا جزء دارایی های جانشین سهام محسوب میشود و از طرفی در کشور ما درجه اعتماد مردم به بازدهی این نوع دارایی ها از بازدهی بازار سرمایه بیشتر است و به عبارتی بازار طلا حتی برای مردم عادی و سرمایه گذاران بدون دانش هم شناخته تر است و تا حدود زیادی بازدهی خود را مطمئن قلمداد میکند بنابراین با افزایش قیمت این دارایی کسش به سمت این دارایی بیشتر شده و با کاهش تقاضا برای سهام در بازار اوراق بهادار، بازدهی کل بورس اوراق بهادار کاهش می یابد که این تاثیر منفی در مطالعات نیر تایید شده است. اثر شاخص باز بودن درجه تجاری بر بازدهی سهام شرکتها، همانطور که انتظار میرفت، مثبت و از لحاظ آماری معنی دار می باشد. منافع حاصل از تجارات خارجی را میتوان از جنبه های متعددی بررسی کرد. تجارت امکان دسترسی به بازارهای بزرگتر را فراهم می کند. باز بودن تجاری به بزرگ شدن بازار و بهره مندی از برخی منافع بالقوه بازده فراینده نسبت به مقیاس می انجامد. کشورهای در حال توسعه می توانند با واردات کالاهای واسطه ای و سرمایه ای به توسعه اقتصادی و مالی بالاتری دست یابند (لی، ۱۹۹۳). باز بودن سیاست تجاری می تواند انگیزه ای برای اتخاذ سیاست های کمتر اختلال زا و اعمال مدیریت قاعده مند کلان اقتصادی برای حفظ ثبات کلان اقتصادی و افزایش قدرت رقابت بنگاه های داخلی بازارهای جهانی باشد و افزایش قدرت رقابتی تأثیر مثبت بر توسعه اقتصادی و مالی دارد. بنابراین میتوان انتظار داشت که تجارت خارجی موجب رونق بازار سرمایه و بهبود شاخص بازدهی سهام گردد. بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر بازدهی سهام شرکت ها، مدل اول، حاکی از اثر منفی و معنی دار تلاطم های ارزی بر بازدهی سهام شرکت های منتخب دارد. نوسانات نرخ ارز و به تبع آن نوسانات قیمت های نسبی، با بی ثبات کردن شرایط اقتصادی و افزایش تورم

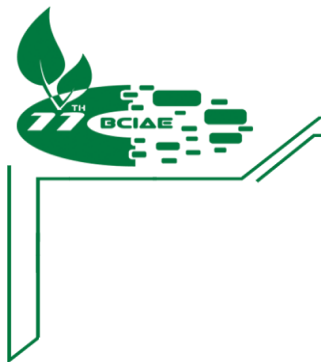
³. Lee, J



موجب افزایش نااطمینانی در عرصه تجارت خارجی می‌شود که از عواقب آن می‌توان به کاهش حجم تجارت، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی اشاره کرد. از سوی دیگر، نوسانات نرخ ارز می‌تواند بهره را از مسیر تعادلی خود خارج نموده و موجب آسیب رساندن به بخش حقیقی اقتصاد گردد. به علاوه ریسک نرخ ارز می‌تواند موجب نوسان درآمدهای ارزی شود که در این شرایط برنامه ریزی‌های توسعه اقتصادی در فضایی نامطمئن صورت خواهد گرفت (راسخی و همکاران، ۱۳۹۲). لذا انتظار می‌رود نااطمینانی نرخ ارز تاثیر منفی بر بازار سرمایه داشته باشد و موجب تضعیف شاخص های بورس و از جمله بازدهی سهام گردد. از سوی دیگر بی ثباتی نرخ ارز منجر به سفته بازی ارزی و انتقال نقدینگی به آن سمت میشود از یک طرف و از طرف دیگر با بی ثباتی نرخ ارز هزینه بنگاه های داخلی بورس افزایش و سهام آنها دارای جذابیت کمتری میشود و لذا انتظار رکود و کاهش قیمت سهام وجود دارد. نتایج مدل دوم نشان میدهد که نااطمینانی های نقدینگی تاثیر منفی و معنی داری بر میزان بازدهی سهام شرکت های فعال در بورس میشود. تاثیر منفی بی ثباتی سیاست پولی به این شکل قابل تفسیر است که بی ثباتی سیاست های پولی به نوسانات در حجم نقدینگی منجر میشود که این خود اثر روانی منفی بر شکل گیری انتظارات و میل به سرمایه گذاری در بازار سرمایه دارد بنابراین تقاضا برای سهام شرکت ها کاهش و قیمت سهام و در نتیجه بازدهی کل بورس اوراق بهادار کاهش خواهد یافت.

نتیجه گیری و پیشنهادها

در مطالعه حاضر تاثیر نااطمینانی های ارزی و پولی بر بازدهی سهام شرکت ها مورد با استفاده از مدل های Garch و پانل دیتا بررسی قرار گرفت. نتایج نشان میدهد که نااطمینانی های ارزی و پولی تاثیر منفی و معنی داری بر بازدهی سهام دارند. همچنین متغیر درآمد ملی حقیقی تاثیر مثبت و معنی داری بر میزان بازدهی سهام شرکت ها داشته اند و اثر متغیر های نرخ تورم، نرخ ارز، حجم نقدینگی، قیمت نفت، قیمت طلا منفی و از لحاظ آماری معنی دار می باشد. با توجه با تاثیر منفی نااطمینانی های ارزی و پولی بر بازدهی سهام، بانک مرکزی به عنوان مرجع تصمیم گیری سیاست های پولی، می بایست مانع از ایجاد نوسانات حجم نقدینگی شود تا موجبات نااطمینانی سرمایه گذاران به آینده را فراهم نساخته بلکه با استفاده از تغییرات منظم در حجم نقدینگی متناسب با رشد اقتصادی و با اتخاذ سیاست تثبیت پولی امکان این امر را فراهم سازد تا بازار بورس از اثرات مثبت تغییرات حجم نقدینگی منتفع شود. و با کشیدن وجوه اضافی مردم به سمت بازار سرمایه مانع از افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات در بازار کالا و مانع از افزایش قیمت ها و تورم شود. بنابراین اجرای سیاست های پولی و ارزی نامنظم و ناهماهنگ علاوه بر خلق فضای ملتهب در اقتصاد کشور نهادهای مالی را در موضوعاتی همچون برنامه ریزی پیشبینی، مدیریت سرمایه و انتخاب سبد دارایی با مشکلات جدی مواجه خواهد کرد. عدم برخورداری از یک استراتژی بلند مدت در بازار ارز و توسل به سیاست های مقطعی و گاه متناقض علاوه بر نااطمینانی در نرخ ارز نتیجه ای جز سردرگمی برای فعالان اقتصادی و اختلال در بازار سرمایه نخواهد داشت.



بنابراین مقامات پولی و ارزی کشور می بایست این یافته را در اتخاذ سیاست های پولی و ارزی خود مد نظر قرار داده و به تبعات بی ثباتی در بازار ارز و انتقال آن به بازار سرمایه توجه لازم را مبذول نمایند.

منابع

۱. افشاری، حسین، (۱۳۸۲)، "بررسی ساختار قابلیت پیش بینی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، بررسی های حسابداری و حسابرسی، شماره ۳۲، ص ص ۱۲۶-۱۰۳
۲. امیری هنزکی، حسن، (۱۳۷۴)، "بررسی نقش تحلیل تکنیکی در تجزیه و تحلیل اوراق بهادار" پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، ایران
۳. آل عمران، رویا. آل عمران سید علی (۱۳۹۳). بررسی تاثیر مدیریت بی ثباتی سیاست پولی وسط بانک مرکزی بر بازدهی کل بورس اوراق بهادار تهران. راهبرد مدیریت مالیش ۶. ۱۴۱- ۱۶۵.
۴. تمیمی، عزیزه. ۱۳۸۲، "بررسی رابطه اندازه و سودآوری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهرا (س).
۵. توکلی، اکبر، (۱۳۷۳)، "اقتصاد سنجی"، چاپ اول، جلد دوم، انتشارات جهاد دانشگاهی، تهران، ایران
۶. تهرانی، رضا. عسگر نوربخش، ۱۳۸۶، "مدیریت سرمایه گذاری"، انتشارات نگاه دانش، چاپ سوم.
۷. جونز، ج. پ.، ترجمه رضا تهرانی و عسکر نوربخش، ۱۳۸۴، "مدیریت سرمایه گذاری"، انتشارات نگاه دانش، تهران، چاپ دوم.
۸. جهانخانی، علی. محمود مرادی، ۱۳۷۵، "مدیریت سرمایه گذاری و ارزیابی اوراق بهادار"، دانشگاه تهران چاپ سوم.
۹. حافظ نیا، محمدرضا، ۱۳۸۱، "مقدمه ای بر روش تحقیق در علوم انسانی"، تهران، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی، انتشارات سمت.
۱۰. حسن زاده، علی. نظریان، رافیک. کیانوند، مهرا (۱۳۹۰). اثر شوک های سیاست پولی بر نوسانات شاخص قیمتی سهام در ایران. فصل نامه پول و اقتصاد. ش: ۹.
۱۱. حلاقی، حمید رضا. سعیدی سید ناصر (۱۳۹۱). بررسی واکنش های متقابل نااطمینانی در نرخ ارز و شاخص قیمت سهام بورس تهران. فصلنامه اقتصاد مقداری دوره ۹ ش ۱.
۱۲. خاکی، غ. ۱۳۷۵، "روش تحقیق با رویکردی به پایان نامه نویسی"، انتشارات بازتاب، چاپ هشتم
۱۳. راعی، رضا. و احمد تلنگی، ۱۳۸۷، "مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته"، انتشارات مدیریت، چاپ دوم.



۱۴. رضایی بلوک آبادی ع. ۱۳۷۹، "بررسی تاثیر عوامل (B/M) و اندازه در سود آوری شرکتها"، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی.
۱۵. زاده محمد، مریم (۱۳۸۵). بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولیبا استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران ش ۲۶. ۴۱-۵۴
۱۶. سرمدز و همکاران، ۱۳۸۱، "روش تحقیق در علوم رفتاری"، انتشارات آگاه، چاپ ششم.
۱۷. سینایی، حسنعلی، ۱۳۷۳، "سنجش کارایی در بورس اوراق بهادار تهران"، فصلنامه تحقیقات مالی، شماره دوم.
۱۸. شباهنگ، رضا. ۱۳۸۰، "مدیریت مالی"، مرکز تحقیقات تخصصی حسابداری و حسابرسی، تهران، چاپ هشتم، جلد اول.
۱۹. شیرین بخش، شمس اله و حسن خوانساری، زهرا، (۱۳۸۴)، "کاربرد Eviews در اقتصاد سنجی"، چاپ دوم، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ایران

20. Devereut, Michael; engel, Charles (2013). exchange rate pass through, exchange rate
21. Sewell, Martin. (2007); "Technical Analysis", Department of Computer
22. Sweeney, R. J. (1988). "Some New Filter Tests: Methods and Results", Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 23, pp:285-300.
23. Wong, W. K., Manzur, M. and Chew, B. K. (2002). "How Rewarding is Technical Analysis? Evidence from Singapore Stoch Market", Departmental Working Paper, No. 0216, Dept. of Economics, National University of Singapore.
24. bussiere, mattheu; peltonen, tuomas (2008). exchange rate pass-through in the global. working paper series. (951) 6.
25. Hafner, f. p.; Schroder, (2002). exchange rate pass-through to consumer price: a european perspective. Zew working paper. 2
26. Rowland, peter (2003). exchange rate pass through domestic price the case of Colombia. Banco de la republica, 6.
27. Bahandari, L.C. (1988), "Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence", Journal of Finance 43, pp:425
28. Banz, Rdf, W. 1982. "The Relation between Securities Yield and Yield- Surrogates", Journal of Financial Economics, 2, pp: 35-50.