فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال ششم، شماره هفدهام
بهار ۱۳۹۲

بررسی رابطه‌ی بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت‌های صادرکننده پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران

رضا تهرانی[۱]
علی دریکنده[۲]
کامبیز نوابی زند[۳]
ابوالفضل آرین[۴]
سیدحسن حسینی[۵]

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۲/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۱/۲/۱۵

چکیده

همزمان با افزایش تجارت بین کشور ها، نوسانات نرخ ارز به عنوان یکی از مهمترین عوامل ریسک شرکت محسوب می شود. با افزایش نرخ ارز، شرکت های صادراتی سود و در نتیجه بازده بیشتری کسب می کنند. این مطالعه بر اساس یک الگوی تجربی رابطه‌ی بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام را مورد بررسی قرار داده است.نمونه تحقیق شامل ۷۵ شرکت صادرکننده پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی ۳۶ دوره‌ی ماهانه از ۱۳۸۶/۱/۱ تا ۱۳۸۸/۱۲/۲۹ می باشد، در این پژوهش پس از بررسی مانایی داد ها، با استفاده از داده‌های تلفیقی و تحلیل رگرسیون چندگانه با نرم‌افزار E-Views و مدل پانل دیتا، فرضیات تحقیق در مورد اثر همزمان و وقفه دار این رابطه، بررسی شده است. نتایج حاکی از اثر مثبت نوسانات نرخ ارز همزمان بر بازده سهام این شرکت ها بوده است و رابطه ای بین نوسانات نرخ ارز با بازده سهام یک وقفه زمانی مشاهده نشده است.

واژه‌های کلیدی: نرخ ارز، بازده سهام ، بورس اوراق بهادار تهران.

۱- دانشیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران
۲- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه سیستان و بلوچستان
۳- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت MBA دانشگاه پیام نور تهران
۴- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه سیستان و بلوچستان
۵- دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه سیستان و بلوچستان (مسئول مکاتبات) hasan_hosseini96@yahoo.com

۱- مقدمه

از سال ۱۹۴۶ تا سال ۱۹۷۳ اکثر کشور ها سیستم برتن وودز[۱] که نرخ ثابت ارز حاکم بود و بعد از فروپاشی این سیستم در اوایل دهه ی۱۹۷۰ ابتدا کشور های صنعتی و سپس بیشتر کشور ها از سیستم نرخ ارز شناور استفاده کردند. به همین دلیل محیط اقتصاد بین الملل شاهد نوسانات قابل توجه ای در برابری پول بین کشور ها بوده و این موضوع شرکت ها را نیز تحت تاثیر قرار داده است. همزمان با افزایش تجارت بین کشور ها، نوسانات نرخ ارز به عنوان یکی از مهمترین منابع ریسک شرکت محسوب می شود. از آنجایی که در مقایسه با دیگر متغییر های کلان اقتصادی مثل نرخ بهره (چهار برابر) و تورم (ده برابر) بی ثبات‌تر است(جوریون[۲]،۱۹۹۰). این موضوع باعث شده تا مدیران مالی و محققان دانشگاهی را به سمت تحقیق در مورد اثرات نرخ ارز بر ارزش و ویژگی های شرکت، قیمت و بازده سهام سوق دهد (چن[۳] و همکاران،۲۰۰۴). بیشتر این تحقیقات در بازار های مالی کشور های توسعه یافته انجام گردیده و بندرت در بازار های آسیایی مخصوصاً ایران انجام شده و از طرفی با آغاز بحران مالی امریکا از آگوست۲۰۰۷ نرخ برابری دلار امریکا با ریال ایران همانند بسیاری از کشورها افزایش یافته و نیز با تغییر شرایط سیاسی واقتصادی ایران در سال های اخیر شرایطی جدید در بازار های مالی ایران ایجاد کرد. مجموعه ای از عوامل تکرار بحران های مالی در بازارهای نوظهور و در حال توسعه منجر به شناسایی رژیم نرخ ارز بعنوان یک عنصر کلیدی درچارچوب اقتصاد کلان و مالی کشورگردید. علاوه بر این با توجه به تعدادی از نوسانات اقتصادی، رژیم تصمیم گیری و کاهش ارزش پول داخلی در جهت بازگرداندن تعادل نقش کلیدی ایفا کرد (چورتاریس[۴] و همکاران،۲۰۱۲).که ما را بر آن داشته که بین شرکت های صادراتی پذیرفته شده در بزرگترین بازار مالی ایران- بورس اوراق بهادار تهران- به این سوال پاسخ دهیم: آیا رابطه ای بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت های صادراتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (بصورت همزمان و وقفه دار) وجود دارد ؟

هدف این تحقیق بررسی ارتباط بین نوسانات نرخ ارز با بازده سهام عادی شرکت های صادراتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می باشد. در این پژوهش بر اساس مدل های نظری گذشته اقدام به بررسی این رابطه بصورت مدل رگرسیونی همزمان و وقفه دار می گردد.

اولاً، نتایج این تحقیق برای مدیران مالی شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار با ارزش خواهد بود زیرا آن ها یک دید جدیدی نسبت به کنترل نوسانات نرخ ارز پیدا خواهند کرد و همچنین آن ها تاثیر تصمیم هایشان را به حساسیت پذیری بازده سهام از نوسانات نرخ ارز را درک خواهند کرد. ثانیاً، نتایج این تحقیق برای سرمایه گذاران داخلی و خارجی اطلاعاتی جامع در مورد تاثیر نرخ ارز به بازده سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران قرار دهد. ثالثاً، نتایج این تحقیق نشان دهنده ی تاثیر سیاستگذاری ها، اجرا وکنترل نرخ ارز توسط بانک مرکزی در بازار های مالی کشور مخصوصاً بورس اوراق بهادار تهران باشد.

۲ - مبانی نظری و پیشینه پژوهش

اگر نرخ ارز افزایش یابد، شرکتهای صادرکننده انگیزه مضاعفی خواهند داشت تا مواد و یا کالای بیشتری را صادر کنند، به عبارت دیگر انگیزه برای صادرات بیشتر می شود. بنابراین شرکت هایی که از توانایی زیادی در تولید و صادرات کالا برخوردارند، از عایدات بیشتری نیز بهره مند می شوند. البته شرکت هایی بیشترین سود را دارند که در تامین مواد اولیه و ماشین آلات وابستگی خارجی کمتری داشته باشند. بنابراین اگر پیش بینی شود که نرخ ارز افزایش خواهد یافت، سرمایه گذاری در شرکت های صادراتی مطلوب است(اله بخش، ۱۳۷۵). از طرفی رابطه ۱ را برای تعیین قیمت سهام داریم.

$$\text{ارزش هر سهم} = \frac{\text{EPS}}{\text{K}} \quad \text{(رابطه ۱)}$$

که در آن EPS : سود هر سهم و K : درصد سود مورد انتظار سهامداران می باشد. به طور کلی در شرکت های صادراتی با افزایش نرخ ارز، EPS (سودآوری) شرکت ها افزایش یافته و سود پرداختی نیز بیشتر می گردد، افزایش EPS موجب بزرگتر شدن صورت کسر شده که خود باعث افزایش ارزش هر سهم و به عبارتی قیمت سهم می شود. در نتیجه با افزایش قیمت سهم ، بازده سهام افزایش می یابد(اله بخش، ۱۳۷۵).

در طول سه دهه گذشته، تحقیقات بسیاری در مورد بررسی رابطه بین بازده سهام شرکت ها و نرخ ارز صورت گرفته است. اگر چه از نظر ادبیات نظری نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام شرکت ها تاثیر قابل توجهی دارد اما شواهد تجربی نشان می دهد که این رابطه ضعیف است است. در تحقیقات جوریون (۱۹۹۰ و ۱۹۹۱)، آمیهود[۵] (۱۹۹۴)، بارتو و بودنار[۶](۱۹۹۴) و ماکار و هافمن[۷] (۲۰۰۰) رابطه همزمانی بین نوسانات نرخ دلار آمریکا و بازده سهام شرکت های ایالات متحده مشاهده نشده است. در حالی که نتایج تجربی هی و انجی[۸] (۱۹۹۸)، دوکاس[۹] و همکاران. (۲۰۰۳) و پان[۱۰] و همکاران. (۲۰۰۷) حاکی از وجود رابطه ی علت و معلولی بین نرخ ارز و قیمت سهام برای شرکت های ژاپنی در دوره های مختلف حاکم بود. به طور مشابه نیدهل[۱۱] (۱۹۹۹)، چن و همکاران (۲۰۰۴) و دانلی و شیهی[۱۲] (۱۹۹۶) به ترتیب با بررسی رابطه بین نرخ ارز و بازده سهام در اقتصاد باز مانند سوئد، نیوزلند و بریتانیا، وجود رابطه ی معنا دار بین نرخ ارز و بازده سهام یک شرکت را تایید کردند. به نظر جونگ[۱۳] و همکاران (۲۰۰۲) بیش از ۵۰ درصد از شرکت های هلندی در طی سال های ۱۹۹۴ تا ۱۹۹۸ به میزان قابل توجهی در معرض ریسک نوسانات نرخ ارز بوده اند. آن ها بیان کردند که شرکت ها در اقتصاد باز به مراتب بیشتر در معرض ریسک نوسانات نرخ ارز نسبت به شرکت ها در اقتصاد محدود، قرار دارند (جونگ و همکاران، ۲۰۰۲).

به طور کلی، این مطالعات تجربی فوق به طورعمده در کشورها و مناطق توسعه یافته و صنعتی تمرکز داشته است. نوسانات بی ثبات نرخ ارز درطی بحران مالی آسیا، باعث شده است که سرمایه گذاران جهانی به ارزیابی مجدد اهمیت نوسانات نرخ ارز در بازارهای سهام آسیایی بپردازند. چانگ[۱۴] (۲۰۰۱) با تحقیقی در شرکت های صادراتی پذیرفته شده در تایوان در زمان بحران مالی آسیا دریافتند که نوسانات نرخ ارز بر بازده بیشتر این گونه شرکت ها تاثیر قابل توجهی دارد. اما وی نتیجه ی روشنی در مورد تاثیر

نوسانات نرخ ارز بر بازده شرکت های وارداتی را مشاهده نکرده است.

محمود و دینیا[15] (۲۰۰۷) با تمرکز بر رابطه بین قیمت سهام و دو متغیرهای اقتصاد کلان در شش کشور آسیایی و اقیانوس آرام – مالزی، کره، تایلند، هنگ کنگ، ژاپن و استرالیا- در طول ژانویه سال ۱۹۹۳ تا دسامبر ۲۰۰۲، به شواهدی مبتنی بر اینکه تنها در هنگ کنگ بین نرخ ارز و قیمت سهام ارتباط وجود دارد. با این حال، مولر و ورسچور[16] (۲۰۰۷) در همان دوره ی زمانی نیز بررسی رابطه بین بازده سهام و نوسانات نرخ ارز در شرکت های آسیایی- ۳۶۳۴ شرکت از هنگ کنگ، اندونزی، کره جنوبی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند- پرداختند و نتایج حاکی از تاثیر پذیری ۲۵ درصدی به نوسانات دلار ایالات متحده بوده است.

تحقیقات گذشته اثر نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام را به صورت معادلات همزمان و وقفه زمانی بررسی نموده است. به طور معمول شواهد موجود نشان می دهد که اثر تغییرات نرخ ارز همزمان تاثیر قابل توجهی در بازده سهام دارد (هی و انجی،۱۹۹۸). با این حال، یافته های بارتو و بودنار (۱۹۹۴) حاکی از این بود که نوسانات نرخ دلار ایالات متحده با وقفه های زمانی می تواند بازده سهام شرکت ها را توجیه نماید. این بدان معنی است که باید اثر وقفه زمانی را در بررسی این رابطه در نظر گرفت. به نظر آن ها امکان دارد واکنش با وقفه بازار نسبت به تغییرات نرخ ارز عمدتا به دلیل افشای با تاخیر اطلاعات مالی به عموم مردم می باشد که شواهد مبتنی بر ناکارآمدی بازار است.

جوریون (۱۹۹۰و۱۹۹۱) در مطالعه خود نتوانست ارتباط معناداری بین رابطه همزمان نرخ ارز و ارزش شرکت های ایالات متحده پیدا کند ولی با اعمال وقفه زمانی این رابطه تایید شده است. همچنین آمیهود (۱۹۹۴) در بررسی ۳۲ شرکت صادراتی ایالات متحده با اعمال وقفه های شش ماهه این رابطه را تایید کرده است. ماکار و هافمن (۲۰۰۰) با اعمال وقفه ها ی یک، دو و سه ماه توانستند این رابطه را تایید کنند.

هی و انجی(۱۹۹۸) این رابطه را هم بصورت همزمان و هم با وقفه های زمانی در ۱۷۱ شرکت چندملیتی ژاپنی در طی سال های ۱۹۷۹ تا ۱۹۹۳ و همچنین دوکاس و همکاران (۲۰۰۳) با یک نمونه بزرگتر این رابطه را در ۱۰۷۹ شرکت معامله شده در بورس اوراق بهادار توکیو در طی سال های ۱۹۷۵- ۱۹۹۵ ، بررسی کردند و نتایج این تحقیقات حاکی از وجود رابطه ی همزمان بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام بوده است.

ال ماسری[17](۲۰۰۳) به مطالعه اثر همزمان و وقفه زمانی نوسانات نرخ ارز بر میزان ارزش شرکت های غیرمالی بریتانیا در طی سال های ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۱ پرداخته است. یافته ها نشان داد که نسبت به تحقیقات قبلی درصد بیشتری از شرکت های بریتانیا در معرض نوسانات همزمان نرخ ارز هستند.علاوه بر این، شواهدی از قرار گرفتن در معرض نوسانات با وقفه نرخ ارز نیز وجود دارد که در راستای یافته های مطالعات قبلی می باشد. پس از بررسی ادبیات، در می یابیم که شواهد مطالعات قبلی عمدتا متمرکز بر کشورهای توسعه یافته و صنعتی مثل ایالات متحده، ژاپن و اروپا می باشد، اما تحقیقات گسترده‌ای در کشورهای تازه صنعتی و یا در حال توسعه صورت نگرفته است.با توجه به رشد سریع اقتصادی در آسیا، شرکت های درگیر فعالیت های صادراتی و بین المللی ممکن است نوسانات شدیدتر نرخ ارز را نسبت به دیگر اقتصادهای

صنعتی تجربه کنند (پان و همکاران، ۲۰۰۷ و فرانکل۱۸ و همکاران، ۱۹۹۶).

یو و نیی[19] (۲۰۰۹) به بررسی اثرات نرخ ارز دلار جدید تایوان در برابر ین ژاپن (JPY / NTD) و تاثیر آن بر قیمت سهام در ژاپن و تایوان و پیدا کردن روابط علی در تعادل بلند مدت و نامتقارن پرداختند.

زاهو[20] (۲۰۱۰) در مقاله ای به بررسی رابطه پویایی بین ارز خارجی و بازارهای سهام در چین با استفاده از داده های ماهیانه از ژانویه ۱۹۹۱ تا ژوئن ۲۰۰۹، پرداخت و نتایج حاکی از این بوده است که رابطه ی بلند مدت بین نرخ ارز موثر و قیمت سهام وجود ندارد.

از مطالعات صورت گرفته در ایران، می توان به پژوهش احمدرضا جلالی نائینی و حسن قالیباف اصل (۱۳۸۲) در مورد بررسی تاثیر نرخ ارز بر بازده سهام در طی سال های ۱۳۷۵-۱۳۸۰ در ۱۴ شرکت صادراتی و ۳۰ شرکت غیر صادراتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران اشاره کرد. نتایج حاکی از تاثیر پذیری مستقیم ارزش سهام شرکت های صادراتی وغیر صادراتی از نرخ ارز بوده البته این ارتباط بطور همزمان مشاهده نشده بلکه با یک وقفه زمانی برای دوره های شش ماه، تایید شده است.

نامداری (۱۳۸۳) در رساله خود، رابطه علی بین شاخص قیمت سهام و نرخ ارز در بازار آزاد تهران را مورد بررسی و نتایج حاصل نشان داد که رابطه علیتی از شاخص قیمت سهام در بورس تهران به نرخ ارز در بازار آزاد تنها در بلندمدت برقرار است اما هیچگونه رابطه علی از نرخ ارز به قیمت سهام در دوره مورد بررسی مشاهده نشد.

مصطفی کریم زاده (۱۳۸۵) به بررسی رابطه‌ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با متغیرهای کلان در طی سالهای ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۱ پرداخت. نتایج برآورد شده تاثیر مثبت معنی دار نقدینگی و تاثیر منفی معنادار نرخ ارز و نرخ سود واقعی بانکی بر شاخص قیمت سهام بورس را نشان داد.

بیتا مشایخی و همکاران (۱۳۸۹) در مقاله ای به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر رابطه بین متغیرهای بنیادی مستخرج از صورتهای مالی و بازده سهام شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال های ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۴، پرداختند. نتایج حاصله بیانگر این است که متغیرهای شاخص کل قیمت سهام، تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه بدون نفت، هزینه ناخالص داخلی، درآمد نفت، نرخ تورم و تولید ناخالص ملی بر این رابطه تاثیر معنی دار داشته و متغیرهای تعداد سهام واگذاری بخش عمومی، کسری (مازاد) بودجه، صادرات نفت خام، نرخ بازار غیررسمی ارز، ضریب جینی، درآمد مالیاتی، نرخ بیکاری، تراز حساب جاری و سود سپرده سرمایه گذاری یک ساله بر این رابطه بی تاثیرند.

۳- فرضیات پژوهش

۱) بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت های صادرکننده پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بصورت همزمان رابطه معناداری وجود دارد.

۲) بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت های صادرکننده پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با یک وقفه زمانی رابطه معناداری وجود دارد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

پژهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر ماهیت موضوع از نوع توصیفی- همبستگی است. در این مطالعه اثر نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام با کمک روش های رگرسیون خطی مورد مطالعه قرار خواهد گرفت. عموما بر اساس مدل رگرسیونی خطی تک عاملی آدلر و دوماس[۲۱] (۱۹۸۴) و جوریون (۱۹۹۰ و ۱۹۹۱)، حساسیت پذیری بازده سهام نسبت به نوسانات نرخ ارز اندازه گیری می شود. این مدل (رابطه ۲) رابطه ی بازده سهام (متغیر وابسته) را تنها با یک متغییر مستقل(نرخ ارز) اندازه گیری می کند.

(رابطه۲): $R_{it} = \beta_{io} + \beta_{i1} FX_t + e_{it}$

جایگزین این مدل، مدل دو عاملی است که توسط بسیاری دیگر از پژوهشگران برای اندازه گیری ریسک نرخ ارز شرکت ها استفاده شده است (جوریون، ۱۹۹۰؛ جنتری[۲۲] و بودنار، ۱۹۹۳؛ هی و انجی، ۱۹۹۸، ؛ آلیانیس و اوفک[۲۳]، ۱۹۹۷؛ چن و همکاران، ۲۰۰۴؛ بارترام[۲۴] و بودنار، ۲۰۰۹ و جلالی نائینی و قالیباف اصل، ۱۳۸۲). می توان مدل دو عاملی را به عنوان تفسیر از تئوری قیمت گذاری آربیتراژ (APT) راس[۲۵] (۱۹۷۶) و به عنوان یک فرمت گسترش یافته‌ی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای (CAPM) به محیط بین المللی دانست (سولنیک[۲۶]، ۱۹۸۳). این مدل (رابطه ۳) بصورت زیر است :

(رابطه۳): $R_{it} = \beta_{io} + \beta_{i1}.\Delta FX_t + \beta_{i2} R_{mt} + e_{it}$

از لحاظ تئوریک مدل رابطه ۲ روش برتری نسبت به رابطه ۳ می باشد. در حالی که در عمل، ضرایب نوسان پذیری بازده سهام نسبت به نرخ ارز در هر دو مدل (۲) و (۳) این ارتباط را به شدت همبسته نشان می دهد (جوریون، ۱۹۹۰). در این تحقیق اثر همزمان نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام (فرضیه ۱) با استفاده از رابطه ۳ و همچنین اثر با یک وقفه زمانی نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام (فرضیه ۲) با استفاده از رابطه ۴، با توجه به دوره زمانی و نمونه‌ی متفاوت بررسی می شود.

(رابطه۴): $R_{it} = \beta_{io} + \beta'_{i1}.\Delta FX_{t-1} + \beta_{i2} R_{mt} + e_{it}$

که در رابطه ۲ و ۳، R_{it}: بازده قیمتی سهام شرکت i ام در دوره ی t ام؛ ΔFX_t: نرخ تغییرات ارز؛ ΔFX_{t-1}: نرخ تغییرات نرخ ارز با یک وقفه زمانی؛ R_{mt}: بازده شاخص بازار؛ β_{io}: عرض از مبدا؛ β_{i2} :حساسیت بازده سهام شرکت i ام به بازده بازار؛ β_{i1}: حساسیت بازده سهام شرکت i ام به تغییرات نرخ ارز همزمان؛ e_{it}: تغییرات تبیین نشده سهام شرکت i ام در زمان t؛ β'_{i1}: حساسیت بازده سهام شرکت i ام به تغییرات نرخ ارز با یک وقفه زمانی، می باشد. در پژوهش حاضر، بازده تغییرات نرخ ارز و شاخص بازار از متغیرها هستند که عبارتند از:

بازده

به سه شکل بازدهی قیمتی، بازدهی نقدی و بازدهی کل می توان بازدهی یک سهم را محاسبه کرد. که در این تحقیق از روش بازده نقدی استفاده شده است که منظور از بازدهی قیمتی افزایش قیمت سهم طی دوره نگهداری می باشد. برای محاسبه بازده قیمتی یک سهم از فرمول زیر (رابطه ۵) استفاده می شود: (رابطه ۵): $\text{بازده قیمتی} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$

که در آن P_t : قیمت سهام عادی در پایان دوره ی t و P_{t-1}: قیمت سهام عادی در ابتدای دوره t یا پایان دوره t+1 ، می باشد.چنانچه پیداست بازدهی سهم همیشه مثبت نیست و بسته به میزان تغیرات قیمتی در دوره نگهداری در پایان دوره مالی، ممکن است مثبت، صفر یا حتی منفی شود. داده های مربوط به بازده ماهانه از نرم افزار رهاورد نوین استخراج شده است.

تغییرات نرخ ارز:

نرخ ارز را می توان به عنوان قیمت واحد پول ملی بر حسب پول خارجی (ارز) تعریف کرد. که در این تحقیق از نرخ ارز رسمی (برابری دلار ایالات متحده در مقابل ریال) استفاده شده است. مقادیر نرخ ارز رسمی ماهانه از آرشیو آماری سایت بانک مرکزی و مقادیر نرخ تغییرات ارز بااستفاده از رابطه ۶ در نرم افزار excel محاسبه شده است.

(رابطه ۶):

$$\Delta FX_t = \frac{FX_t - FX_{t-1}}{FX_{t-1}}$$

که درآن، FX_t: نرخ ارز در دوره ی t و FX_{t-1}: نرخ ارز در دوره ی t-1 ، می باشد.

بازده شاخص بازار

بورس اوراق بهادار تهران از فروردین ۱۳۶۹ اقدام به محاسبه و انتشار شاخص خود با نام تپیکس (TEPIX) نموده است. که داده های ماهانه از آرشیو اطلاعات سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران جمع آوری و سپس با استفاده از رابطه ۷ در نرم افزار excel، تغییرات نرخ بازده بازار یا همان بازده شاخص کل محاسبه شده است.

(رابطه۷)

$$R_{mt} = \frac{TEPIX_t - TEPIX_{t-1}}{TEPIX_{t-1}}$$

که در آن، $TEPIX_t$: شاخص کل بازار در زمان t و $TEPIX_{t-1}$: شاخص کل بازار در زمان t-1 می باشد.

آزمون مانایی[۲۷] داده‌های ترکیبی

قبل از تخمین مدل ابتدا باید آزمون ایستایی را در مورد متغیرهای مدل انجام دهیم. ایده اصلی مانا بودن متغیرها مربوط به ثبات گشتاورهای یک سری زمانی است. مثلاً آیا تولید ناخالص اقلامی تولید می-کند که بدون توجه به زمان، میانگین، واریانس و دیگر گشتاورهای ثابتی داشته باشد یا خیر؟ اگر این گشتاورها ثابت باشند، آن فراگرد تصادفی مانا و در غیر این صورت نامانا[۲۸] است(عباسی‌نژاد، ۱۳۸۰). آزمون‌های مانایی از جمله مهمترین آزمون‌ها جهت برآورد یک رگرسیون با ضرایب قابل اعتماد می‌باشد. به طور کلی ایستایی یک متغیر به معنای وجود میانگین، واریانس، ضرایب خود همبستگی ثابت در طول زمان است. زمانی که متغیرها نامانا در الگوی رگرسیون استفاده شود، ضرایب تخمینی بدست آمده برای پارامترها از اعتبار بالایی برخوردار نیستند، چرا که آزمون‌های F و t اعتبار لازم را ندارند و همواره احتمال به وجود آمدن رگرسیون کاذب وجود دارد. به همین دلیل برای جلوگیری از رگرسیون ساختگی از آزمون‌های مانایی استفاده می‌شوند. در این تحقیق مانایی با آزمون های ریشه واحد بررسی شده است.

ریشه واحد در پانل

آزمون ریشه واحد در پانل یکی از معمولی‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص مانایی

یک فرآیند سری زمانی مورداستفاده قرار می‌گیرد. اساس آزمون ریشه واحد بر این منطق استوار است که وقتی یک در فرآیند خودرگرسیونی درجه اول ρ=۱ باشد($y_t = \rho y_{t-1} + u_t$) در آن صورت سری y_t نامانا است (بیدرام، ۱۳۸۱). روش‌های مختلفی برای آزمون مانایی متغیرها وجود دارد مانند لوین، لین و چوی، برتونگ، آی ام، پسران و شین، ADF– فیشر و PP– فیشر، که همگی این روش ها در این تحقیق انجام گرفته است.

در این پژوهش از داده‌های تلفیقی[۲۹] (ترکیبی از داده‌های سری زمانی و مقطعی) و تحلیل رگرسیون چندگانه استفاده شده است. نماد خطی مدل رگرسیونی پانل دیتا به صورت زیر است:

(رابطه ۸)

$$y_{it} = \beta_{i0} + \beta_1 x_{1it} + \beta_1 x_{2it} + \cdots + \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it}$$

در داده‌های ترکیبی قبل اقدام به برآورد مدل باید تشخیص دهیم که کدام یک از مدل‌های پویا یا پانل برای برآورد و استنتاجات آماری مناسب است. برای این منظور با تلفیق کل داده‌ها به صورت پول الگو را برآورد نموده و مجموع مجذورات باقیمانده را به دست می‌آوریم و در مرحله‌ی بعد الگو را به صورت پانل با استفاده از روش اثرات ثابت و تصادفی برآورد نموده و مجموع مجذورات آن را نیز بدست می‌آوریم. سپس در مرحله بعد با استفاده از آماره F که برای تشخیص مدل به صورت زیر تعریف می‌شوند استفاده می‌نماییم. برای تعیین نوع مدل مورد استفاده در داده های ترکیبی رایج‌ترین روش آزمون F لیمر[۳۰] و برای استفاده از مدل اثر ثابت در مقابل مدل برآوردی داده‌های ترکیب شده(Pool)، رایج‌ترین روش آزمون هاسمن (۱۹۷۸) می‌باشد.اگر مدل زیر را فرض کنیم:

(رابطه۹)

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{k=2}^{k} \beta_{kit} X_{it} + \mu_i + \nu_{it}$$

که اجزای اخلال ν_{it} دارای توزیع نرمال است و به ازای آن تمام i ها و t ها مستقل از X_{it} می‌باشد. برای این منظور ابتدا بایستی بررسی نمود که آیا ناهمگنی یا تفاوت‌های فردی وجود دارد یا خیر؟ در صورت وجود ناهمگنی از روش داده‌های پانل و در غیر این صورت از روش حداقل مربعات معمولی(OLS) جهت تخمین مدل استفاده می‌شود. μ_iها نیز که بیان کننده‌ی اثرات فردی یا ناهمگنی‌ها در مقاطع (در اینجا شرکت ها) هستند، در قالب اثرات تصادفی یا اثرات ثابت ظاهر می‌شوند و در مقایسه با روش حداقل مربعات معمولی(OLS) در قالب فرضیه زیر مورد ارزیابی قرار می‌گیرند:

(رابطه ۱۰)

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_N = 0$$

حداقل یکی ازμ_iها مخالف صفر است : H_1 به

منظور آزمون فرضیه‌های فوق، از آمارهF_{Leamer} به صورت زیر استفاده می‌شود(بالتاجی ۳۱، ۲۰۰۵: ۳۴):

(رابطه۱۱)

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/(N-1)}{RSS_{UR}/(NT-N-K)} \sim F_{(N-1),(NT-N-K+1)}$$

که در آن RSS_R[۳۲] مجموع مجذورات پسماندهای مقید(داده‌های Pooling)، RSS_{UR}[۳۳] مجموع مجذورات پسماندهای غیرمقید(داده‌های پانل)، N تعداد کل مقاطع(در انجا شرکت ها)، T تعداد مشاهدات زمانی و K تعداد کل پارامترهای مورد برآورد است. در این آزمون فرضیه صفر بر اساس

مقادیر مقید و فرضیه مقابل بر اساس مقادیر غیرمقید است. این آزمون از نوع چاو[۳۴] است(بالتاجی، ۲۰۰۵). برای انتخاب بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن[۳۵](۱۹۷۸) استفاده می‌شود که این آزمون به صورت زیر است:

(رابطه ۱۲)

$$w = (b_s - \beta_s)'(M_1 - M_0)^{-1}(b_s - \beta_s)$$

به طوری که در آن w دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی R است. M_1 ماتریس واریانس-کوواریانس بر اساس ضرایب مدل اثرات ثابت b_s و M_0 ماتریس کوواریانس ضرایب مدل اثرات تصادفی β_s می‌باشد. چنانچه M_1 و M_0 همبسته باشند، b_s و β_s می‌توانند به طور معناداری متفاوت بوده و این انتظار وجود دارد تا این امر در آزمون هاسمن منعکس شود، تأیید فرضیه H_0 بیانگر انتخاب روش اثرات تصادفی و عدم تأیید آن بیانگر انتخاب اثرات ثابت است.

جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های صادراتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی ۳۶ دوره ماهانه از ۱۳۸۶/۱/۱ تا ۱۳۸۸/۱۲/۲۹ می باشد. بر اساس آمار موجود در پایگاه اطلاعاتی شرکت‌های صادر کننده‌ی سازمان توسعه تجارت ایران، ۱۰۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران صادراتی شناخته شدند. روش نمونه-گیری به صورت قضاوتی بوده است، به طوری که کلیه شرکت‌هایی که دارای شرایط زیر بوده‌اند به عنوان نمونه انتخاب شدند:

- پایان سال مالی شرکت‌ها پایان اسفند ماه (۱۲/۲۹) باشد.
- اطلاعات شرکت‌ها جهت محاسبه متغیرهای تحقیق، در طول دوره تحقیق در دسترس باشد.
- شرکت‌های خدماتی، تأمین مالی و سرمایه‌گذاری به عنوان نمونه انتخاب نشدند.
- بر این اساس، نمونه انتخابی تحقیق شامل ۷۵ شرکت از شرکت‌های صادراتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند. در جدول ۱ نام این شرکت‌ها ذکر شده است.

۵- یافته های پژوهش

بر اساس نتایج پنج روش ذکر شده جدول ۲ سری های زمانی دارای مانایی (پایایی) در طول زمان می باشند.

نتایج آزمون تشخیص مدل بر اساس آزمون F بصورت جدول ۳ است.

با توجه به آماره F_{Leamer}، نتیجه آزمون تشخیص، در مدل اول مقدار تقریبی ۱.۶۷۲ و برای مدل دوم ۱.۷۴۰ را نشان می‌دهد که چون F محاسبه شده از مقدارF جدول بیشتر است، پس مدل پانل برای داده-های نمونه‌ی تحقیق در هر دو حالت پذیرفته می-شود.

نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب اثرات ثابت یا تصادفی در برآورد مدل های پانل، در جدول ۴ نشان داده شده است.

همان طور که در جدول ۴ ملاحظه می‌کنید، از آنجایی که برای هر دو مدل معناداری بزرگ‌تر از ۰.۰۵ است، فرضیه‌ی H_0 و در نتیجه مدل ها با حالت اثرات تصادفی در سطح ۹۵ درصد به بالا پذیرفته می‌شود. نتایج تخمین مدل ها بصورت جدول ۵ می باشد.

جدول ۱- لیست شرکت های نمونه تحقیق

ردیف	نام شرکت	ردیف	نام شرکت	ردیف	نام شرکت
۱	الکتریک خودرو	۲۶	داروسازی کوثر	۵۱	فرآوری مواد معدنی
۲	ایران تایر	۲۷	درخشان تهران	۵۲	فروسیلیس ایران
۳	ایران خودرو	۲۸	دشت مرغاب	۵۳	قطعات اتومبیل
۴	آبسال	۲۹	دوده صنعتی پارس	۵۴	کارخانجات داروپخش
۵	آلومتک	۳۰	رادیاتور ایران	۵۵	کاشی اصفهان
۶	آلومینیوم ایران	۳۱	سایپا	۵۶	کالسیمین
۷	آهنگری تراکتور	۳۲	سایپا دیزل	۵۷	کنتورسازی ایران
۸	باما	۳۳	سیمان ارومیه	۵۸	کیمیدارو
۹	بهسرام	۳۴	سیمان اصفهان	۵۹	گروه صنعتی سدید
۱۰	بهنوش	۳۵	سیمان خاش	۶۰	گل گهر
۱۱	بیسکویت گرجی	۳۶	سیمان سپاهان	۶۱	گلتاش
۱۲	پارس خودرو	۳۷	سیمان شاهرود	۶۲	گلوکوزان
۱۳	پاکسان	۳۸	سیمان شرق	۶۳	لاستیک سهند
۱۴	پتروشیمی اصفهان	۳۹	سیمان شمال	۶۴	لنت ترمز
۱۵	پتروشیمی آبادان	۴۰	سیمان صوفیان	۶۵	لوله و ماشین سازی
۱۶	پتروشیمی فارابی	۴۱	سیمان فارس و خوزستان	۶۶	مارگارین
۱۷	پشم شیشه ایران	۴۲	سیمان هگمتان	۶۷	مخابراتی ایران
۱۸	پگاه اصفهان	۴۳	شهد ایران	۶۸	معدنی املاح ایران
۱۹	پگاه خراسان	۴۴	شیشه دارویی رازی	۶۹	موتورسازان تراکتور
۲۰	تراکتورسازی	۴۵	شیشه قزوین	۷۰	موتوژن
۲۱	توسعه صنایع بهشهر	۴۶	شیشه همدان	۷۱	نفت بهران
۲۲	جوشکاب یزد	۴۷	شیشه و گاز	۷۲	نفت پارس
۲۳	چینی ایران	۴۸	شیمیایی سینا	۷۳	نورد آلومینیوم
۲۴	دارو جابرابن‌حیان	۴۹	شیمیایی فارس	۷۴	نیروکلر
۲۵	داروپخش	۵۰	فرآورده نسوز ایران	۷۵	هپکو

جدول ۲- نتایج مانایی سری ها

سری ها / روش ها	R_{it}		ΔFX_t		R_{mt}	
	Statistic	Prob	Statistic	Prob	Statistic	Prob
لوین، لین و چوی	-۳۵.۷۶۷۳	۰.۰۰۰۰	-۳۶.۶۵۶۶	۰.۰۰۰۰	-۱۳.۸۱۰۷	۰.۰۰۰۰
برتونگ	-۱۷.۳۴۵۹	۰.۰۰۰۰	-۳۱.۱۱۰۰	۰.۰۰۰۰	-۱۹.۵۷۵۹	۰.۰۰۰۰
آی ام و پسران و شین	-۳۴.۵۷۱۳	۰.۰۰۰۰	-۲۵.۲۰۳۷	۰.۰۰۰۰	-۹.۲۶۴۸۵	۰.۰۰۰۰
فیشر ADF -	۱۲۱۱.۶۰	۰.۰۰۰۰	۸۰۸.۸۹۰	۰.۰۰۰۰	۳۰۳.۴۷۱	۰.۰۰۰۰
فیشر PP -	۱۸۶۰.۵۷	۰.۰۰۰۰	۷۸۸.۶۱۸	۰.۰۰۰۰	۳۲۳.۴۱۱	۰.۰۰۰۰

جدول ۳- نتایج تشخیص مدل

مدل	K	N	T	URSS	RRSS
همزمان	۲	۷۵	۳۶	۴۸۱۳۹۱	۵۰۴۱۰۰.۶
وقفه دار	۲	۷۵	۳۶	۴۸۰۳۱۷.۲	۵۰۳۹۰۷.۲

جدول ۴- خلاصه آزمون هاسمن

مدل	آماره خی دو	درجه آزادی	معناداری
همزمان	۰.۰۰۰۰۰۰	۲	۱.۰۰۰۰
وقفه دار	۰.۰۰۰۰۰۰	۲	۱.۰۰۰۰

جدول ۵- نتایج تخمین الگو

Variable	مدل	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
عرض از مبدأ(β_{io})	همزمان	۱.۶۳۷۴۳۶	۰.۲۹۲۷۸۸	۵.۵۹۲۵۵۸	۰.۰۰۰۰
	وقفه‌دار	۱.۸۴۰۵۳۸	۰.۲۹۰۷۱۲	۶.۳۳۱۱۴۷	۰.۰۰۰۰
نرخ تغییرات همزمان ارز(ΔFX_t)	همزمان	۰.۵۹۸۲۹۱	۰.۲۲۶۹۱۶	۲.۶۳۶۶۱۷	۰.۰۰۸۴
	وقفه‌دار	–	–	–	–
نرخ تغییرات ارز با یک وقفه (ΔFX_{t-1})	همزمان	–	–	–	–
	وقفه‌دار	-۰.۱۰۸۲۷۱	۰.۲۲۴۶۸۹	-۰.۴۸۱۸۷۳	۰.۶۲۹۹
نرخ تغییرات شاخص بازار(R_{mt})	همزمان	۰.۳۲۷۲۲۷	۰.۰۴۹۲۰۶	۶.۶۵۰۰۸۵	۰.۰۰۰۰
	وقفه‌دار	۰.۲۹۰۱۹۳	۰.۰۴۸۵۱۷	۵.۹۸۱۲۲۳	۰.۰۰۰۰

آماره	مقدار	
	مدل همزمان	مدل وقفه دار
ضریب تعیین	۰.۰۱۶۴۶۱	۰.۰۱۶۷۹
ضریب تعیین تعدیل شده	۰.۰۱۵۷۳۲	۰.۰۱۵۶۱۴
معناداری آماره F	۰.۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰
آماره دوربین- واتسون	۱.۸۵۷۲۶۵	۱.۸۴۷۱۵۰

که با وارد نمودن ضرایب در رابطه ۳ داریم:

(رابطه ۱۳):

$$R_{it} = 1.637436 + 0.598291.\Delta FX_t + 0.327227 R_{mt}$$

ضریب تعیین (R^2) در مدل همزمان ۰.۰۱۶۴۶۱ درصد و در مدل با وقفه ۰.۰۱۶۷۹ درصد می باشد. از این رو می‌توان گفت که ۰.۰۱۶۴۶۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته (بازده سهام) توسط متغیرهای مستقل قابل توضیح است. از طرفی پایین بودن ضریب تعیین و بالا بودن عرض از مبدا حاکی از وجود بسیاری دیگر از متغیر ها (مانند صورت های مالی) دارد که در این مدل مورد بررسی قرار نگرفته است. عدد مربوط به دوربین – واتسون مدل همزمان ۱.۸۵۷۲۶۵ و در مدل با وقفه ۱.۸۴۷۱۵۰ می‌باشد که نشان دهنده‌ی این است که خود همبستگی در مدل ها وجود ندارد.

به طور کلی نتایج حاصل از آزمون فرضیات عبارتند از:

فرضیه‌ی اول

چون قدر مطلق آماره tای نرخ تغییرات همزمان ارز(ΔFX_t)، ۲.۶۳۶۶۱۷ بوده و از مقدار t جدول بزرگ‌تر است، ضریب مورد نظر معنادار بوده، بدین معنی که متغیر نرخ تغییرات همزمان ارز ، متغیر انتخاب شده خوبی در مدل همزمان است. با توجه به ستون prob نیز می‌توان به این قضیه پی برد. چون که در اینجا prob کوچک‌تر از ۵ درصد می‌باشد، باز ضریب مورد نظر در سطح ۹۵ درصد به بالا معنادار است. با توجه به آنچه توضیح داده شد می‌توان گفت فرضیه اول با احتمال بالا پذیرفته می‌شود و متغیر نرخ تغییرات همزمان ارز رابطه‌ی مثبت و معناداری با بازده سهام شرکت های صادراتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

فرضیه‌ی دوم

با توجه به این که ضریب آماره t متغییر نرخ تغییرات ارز با یک وقفه (ΔFX_{t-1})، ۰.۲۲۴۶۸۹ می‌باشد و از مقدار t جدول کوچک‌تر است، این رابطه معناداری نمی‌باشد. با توجه به ستون prob نیز می‌توان به این قضیه پی برد. چون که در اینجا prob بزرکتر از ۵ درصد می‌باشد، باز ضریب مورد نظر در سطح ۹۵ درصد به بالا معنادار نیست. بنابراین نتیجه می‌گیریم که متغیر نرخ تغییرات ارز با یک وقفه (ΔFX_{t-1})، رابطه معناداری با بازده سهام شرکت های صادراتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد. بنابراین فرضیه دوم رد می شود.

۶- نتیجه گیری و بحث

با افزایش نرخ ارز، شرکت های صادراتی سود و در نتیجه بازده بیشتری کسب می کنند. بر اساس تحقیقات و یافته‌های قبلی در یک الگوی تجربی رابطه‌ی بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام بررسی شده است. از بین شرکت صادرکننده پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تمامی شرکت هایی که دارای شرایط نمونه بودند شامل ۷۵ شرکت صادرکننده پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران انتخاب و داده ها در طی ۳۶ دوره‌ی ماهانه از ۱۳۸۶/۱/۱ تا ۱۳۸۸/۱۲/۲۹ جمع آوری شدند.در این پژوهش پس از بررسی مانایی داده ها با روش های لوین، لین و چوی، برتونگ، آی ام، پسران و شین، ADF- فیشر و PP- فیشر، همگی مانایی داده ها را تایید کردند. سپس با داده‌های تلفیقی و تحلیل رگرسیون چندگانه در نرم‌افزار E-Views، مدل دو فاکتوره تجربی تحقیق بصورت مدل پانل دیتا به بررسی فرضیات تحقیق با اثرات همزمان و وقفه دار تغییرات نرخ ارز بر بازده، پرداخته شده است.با تایید فرضیه اول نتایج حاکی از اثر مثبت نوسانات نرخ ارز همزمان بر بازده سهام این شرکت ها بوده است. که در راستای یافته های تجربی هی و انجی (۱۹۹۸)، دوکاس و همکاران. (۲۰۰۳) و پان و همکاران. (۲۰۰۷) در وجود رابطه همزمان می باشد. با عدم پذیرش فرضیه دوم رابطه ای بین نوسانات نرخ ارز با یک وقفه زمانی مشاهده نشده است. که برخلاف یافته های جوریون (۱۹۹۰ و ۱۹۹۱)، آمیهود (۱۹۹۴)، بارتو و بودنار (۱۹۹۴)، ماکار و هافمن (۲۰۰۰) و احمدرضا جلالی نائینی و حسن قالیباف اصل (۱۳۸۲) می باشد.

پیشنهادات

۱) بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر روی شرکت های وارداتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران؛

۲) بررسی ویژگی های مالی شرکت و نوع صنعت بر حساسیت پذیری بازده سهام از نرخ ارز؛

۳) استفاده از متغییرهای کنترل دیگر به منظور بررسی اثیر نوسانات؛

۴) بررسی مقایسه ای تاثیر پذیری بازده از نوسانات نرخ ارز در شرکتهای صادراتی و وارداتی؛

فهرست منابع

۱) اله بخش، محمد؛ (۱۳۷۵). بررسی تاثیر تغییرات نرخ ارز بر روی تغییرات قیمت سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

۲) بیدرام رسول، (۱۳۸۱). همگام با اقتصاد سنجی . چاپ اول، انتشارات منشور بهره وری، تهران.

۳) جلالی نائینی، سید احمدرضا و قالیباف اصل، حسن؛ (۱۳۸۲). بررسی تاثیر نرخ ارز بر بازده سهام در ایران، تحقیقات مالی، مجله دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، سال پنجم، شماره ۱۵، بهار وتابستان ۱۳۸۲،ص۲۲-۳.

۴) عباسی‌نژاد، حسین، (۱۳۸۰). اقتصادسنجی (مبانی و روش‌ها)، چاپ اول، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.

۵) کریم زاده، مصطفی. (۱۳۸۵). بررسی رابطه‌ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی دراقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۶.

۶) مشایخی و همکاران (۱۳۸۹)، تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر رابطه بین متغیرهای بنیادی مستخرج ازصورتهای مالی و بازده سهام، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۲،ص ۱۲۷-۱۰۹.

۷) نامداری، هوشنگ (۱۳۸۳)، رابطه علیتی بین شاخص قیمت سهام در بورس تهران و نرخ ارز در بازا ر آزاد ،پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.

8) Adler, M., Dumas, B. (1984). Exposure to Currency Risk: Definition and Measurement. Financial Management, 41-50.

9) Allayannis, G. & Ofek, E. (1997). Exchange Rate Exposure, Hedging, and the Use of Foreign Currency Derivatives. Working Paper Series 1998. Department of Finance, New York University. 1-29

10) Amihud, Yakov. (1994). Exchange rates and the valuation of equity shares. In Exchange Rates and Corporate Performance, eds. Y. Amihud and R. Levich. Illinois: Business One Irwin, 49-59.

11) Baltagi, B., (2005). "Econometric Analysis of Panel Data", John Wiley & Sons Ltd, Third Edition.

12) Bartov, E., & Bodnar, G. M. (1994). Firm Valuation, Earnings Expectations, and The Exchange-Rate Exposure Effect. Journal of Finance, 49, 1755-1785.

13) Bartram, S. M., & Bodnar, G. M. (2009). Crossing the Lines: The Relation between Exchange Rate Exposure and Stock Returns in Emerging and Developed Markets. Working paper, 1-44

14) Bodnar, G. M., Gentry, W. (1993). Exchange-rate exposure and industry characteristics: Evidence from Canada, Japan and the US. Journal of International Money and Finance, 12, 29-45.

15) Chang, Y. (2001). The Pricing of Foreign Exchange Risk around The Asian Financial Crisis: Evidence from Taiwan's Stock Market. Journal of Multinational Financial Management, 12, 223-238.

16) Chen, J., Naylor, M., & Lu, X. (2004). Some insights into the foreign exchange pricing puzzle: Evidence from a small

open economy. Pacific-Basin Finance Journal, 12, 41-64.
17) Chortareas, Georgios and et al (2012). Switching to floating exchange rates, devaluations, and stock returns in MENA countries, International Review of Financial Analysis 21, 119–127.
18) Donnelly, R., & Sheehy, E. (1996). The share price reaction of U.K. exporters to exchange rate movements: An empirical study. Journal of International Business Studies, 27,157-165.
19) Doukas, J. A., Hall, P. H., & Lang, L. H. P. (2003). Exchange Rate Exposure at the Firm and Industry Level. Working Paper.1-33
20) EI-Masry, A. A. (2003). The Exchange Rate Exposure of UK Nonfinancial Companies: Industry-Level Analysis. Working Paper. 1-41
21) Frankel, J.A., Romer, D., & Cyrus, R. (1996). Trade and growth in East Asian countries: Cause and effect? National Bureau of Economic research Working Paper no.5732. 1-41.on Test in 1.
22) Hausman, J., (1978). "Specification Test in Econometrics", Econometrica 46(6), 1251-1271.
23) He, J., & Ng, L. K. (1998). Foreign exchange exposure of Japanese multinational Corporations. Journal of Finance, 53, 733-753.
24) Jong, Ligterink, & Macrae. (2002). A Firm-Specific Analysis of The Exchange-Rate Exposure of Dutch Firms. Working paper. 1-28
25) Jorion, P. (1990). The Exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals. The Journal of Business, 63 (3), 331-345.
26) Jorion, P. (1991). The pricing of exchange rate risk in the stock market. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 26, 363-376.
27) Mahmood, W. M. & Mohd Dinniah, Nazihah. (2007). Stock Returns and Macroeconomic Influences: Evidence from the Six Asian-Pacific Countries. Financial Economics and Futures Market Research Paper, 1-21.
28) Makar, Stephen D., & Huffman, Stephen P. (2000). Foreign exchange derivatives, exchange rate changes, and the value of the firm: U.S. multinationals' use of short-term financial instruments to manage currency risk. Journal of Economics and Business, 53, 421-437.
29) Muller, A., & Verschoor, Willem F. C. (2007). Asian Foreign Exchange Risk Exposure. Journal of the Japanese and International Economies, 21 (1), 16-37.
30) Nydahl, S. (1999). Exchange rate exposure, foreign involvement, and currency hedging of firms: some Swedish evidence. European Financial Management, 5, 241-257.
31) Pan, M. S., Fok, R. C. W., & Liu, Y. A. (2007). Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets. International Review of Economics and Finance, 16, 503-520.
32) Ross, Stephen A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, Journal of Economic Theory, 13, 341-360.
33) Solnik, B. (1983) International arbitrage pricing theory. Journal of Finance, 38, 449– 457.
34) Yau, H.Y., Nieh, C.C. (2009). Testing for cointegration with threshold effect between stock prices and exchange rates in Japan and Taiwan. Jpn. World Econ. 21, 292–300.
35) Zhao, hua (2010). Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China, Research in International Business and Finance 24, 103–112

یادداشت‌ها

[1] Bretton Woods
[2] Jorion
[3] Chen
[4] Chortareas
[5] Amihud
[6] Bartov and Bodnar
[7] Makar and Huffman
[8] He and Ng
[9] Doukas
[10] Pan
[11] Nydahl
[12] Donnelly and Sheehy
[13] Jong
[14] Chang
[15] Mahmood and Dinniah
[16] Muller and Verschoor

[17] EI-Masry
[18] Frankel
[19] Yau & Nieh
[20] Zhao
[21] Adler and Dumas
[22] Gentry
[23] Allayannis and Ofek
[24] Bartram
25 Ross
[26] Solnik
[27] Stationarity
[28] Non- Stationarity
[29] Panel Data
[30] Leamer
[31] Baltagi, B
[32] Restrict Residual Squares
[33] Un Restrict Residual Squares
[34] Chow
[35] Hausman