

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

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

رضا تهرانی<sup>۱</sup>

علی دریکنده<sup>۲</sup>

کامبیز نوایی زند<sup>۳</sup>

ابوالفضل آرین<sup>۴</sup>

سیدحسن حسینی<sup>۵</sup>

تاریخ پذیرش: ۹۱/۲/۱۵

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۲/۲۰

### چکیده

همزمان با افزایش تجارت بین کشورها، 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 دادها، با استفاده از داده‌های تلفیقی و تحلیل رگرسیون چندگانه با نرم افزار 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 کشورها سیستم برتن وودز<sup>۱</sup> که نرخ ثابت ارز حاکم بود و بعد از فروپاشی این سیستم در اوایل دهه ۱۹۷۰ ابتدا کشور های صنعتی و سپس بیشتر کشورها از سیستم نرخ ارز شناور استفاده کردند. به همین دلیل محیط اقتصاد بین الملل شاهد نوسانات قابل توجهی در برابری پول بین کشورها بوده و این موضوع شرکتها را نیز تحت تاثیر قرار داده است. همزمان با افزایش تجارت بین کشورها، نوسانات نرخ ارز به عنوان یکی از مهمترین منابع ریسک شرکت محسوب می شود. از آنجایی که در مقایسه با دیگر متغیرهای کلان اقتصادی مثل نرخ بهره (چهار برابر) و تورم (ده برابر) بی ثبات تر است (جوریون<sup>۲</sup>، 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<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۰۴). بیشتر این تحقیقات در بازارهای 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 آگوست ۲۰۰۷ نرخ برابری دلار امریکا با ریال ایران همانند بسیاری از کشورها افزایش یافته و نیز با تغییر شرایط سیاسی و اقتصادی 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 در چارچوب اقتصاد کلان و مالی کشور گردید. 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<sup>۴</sup> 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 و کنترل 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 می‌شود. بنابراین شرکت‌هایی که از توانایی زیادی در تولید و صادرات کالا برخوردارند، از عایدات بیشتری نیز بهره‌مند می‌شوند. البته شرکت‌هایی بیشترین سود را دارند که در تامین مواد اولیه و ماشین‌آلات وابستگی خارجی کمتری داشته باشند. بنابراین اگر پیش‌بینی شود که نرخ ارز افزایش خواهد یافت، سرمایه‌گذاری در شرکت‌های صادراتی مطلوب است (اله بخش، ۱۳۷۵). از طرفی رابطه ۱ را برای تعیین قیمت سهام داریم.

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

که در آن EPS: سود هر سهم و K: درصد سود مورد انتظار سهامداران می‌باشد. به طور کلی در شرکت‌های صادراتی با افزایش نرخ ارز، EPS (سودآوری) شرکت‌ها افزایش یافته و سود پرداختی نیز بیشتر می‌گردد، افزایش EPS موجب بزرگتر شدن صورت‌کسر شده که خود باعث افزایش ارزش هر سهم و به عبارتی قیمت سهم می‌شود. در نتیجه با افزایش قیمت سهم، بازده سهام افزایش می‌یابد (اله بخش، ۱۳۷۵).

در طول سه دهه گذشته، تحقیقات بسیاری در مورد بررسی رابطه بین بازده سهام شرکت‌ها و نرخ ارز صورت گرفته است. اگرچه از نظر ادبیات نظری نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام شرکت‌ها تاثیر قابل توجهی دارد اما شواهد تجربی نشان می‌دهد که این رابطه ضعیف است. در تحقیقات جوربون

(۱۹۹۰ و ۱۹۹۱)، آمیهود<sup>۵</sup> (۱۹۹۴)، بارتو و بودنار<sup>۶</sup> (۱۹۹۴) و ماکار و هافمن<sup>۷</sup> (۲۰۰۰) رابطه همزمانی بین نوسانات نرخ دلار آمریکا و بازده سهام شرکت‌های ایالات متحده مشاهده نشده است. در حالی که نتایج تجربی هی و انجی<sup>۸</sup> (۱۹۹۸)، دوکاس<sup>۹</sup> و همکاران (۲۰۰۳) و پان<sup>۱۰</sup> و همکاران (۲۰۰۷) حاکی از وجود رابطه ی علت و معلولی بین نرخ ارز و قیمت سهام برای شرکت‌های ژاپنی در دوره‌های مختلف حاکم بود. به طور مشابه نیدهل<sup>۱۱</sup> (۱۹۹۹)، چن و همکاران (۲۰۰۴) و دانلی و شیپی<sup>۱۲</sup> (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<sup>۱۳</sup> و همکاران (۲۰۰۲) بیش از ۵۰ درصد از شرکت‌های هلندی در طی سال‌های ۱۹۹۴ تا ۱۹۹۸ به میزان قابل توجهی در معرض ریسک نوسانات نرخ ارز بوده‌اند. آن‌ها بیان کردند که شرکت‌ها در اقتصاد باز به مراتب بیشتر در معرض ریسک نوسانات نرخ ارز نسبت به شرکت‌ها در اقتصاد محدود، قرار دارند (جونگ و همکاران، ۲۰۰۲).

به طور کلی، این مطالعات تجربی فوق به طور عمده در کشورها و مناطق توسعه یافته و صنعتی تمرکز داشته است. نوسانات بی‌ثبات نرخ ارز در طی بحران مالی آسیا، باعث شده است که سرمایه‌گذاران جهانی به ارزیابی مجدد اهمیت نوسانات نرخ ارز در بازارهای سهام آسیایی بپردازند. چانگ<sup>۱۴</sup> (۲۰۰۱) با تحقیقی در شرکت‌های صادراتی پذیرفته شده در تایوان در زمان بحران مالی آسیا دریافتند که نوسانات نرخ ارز بر بازده بیشتر این گونه شرکت‌ها تاثیر قابل توجهی دارد. اما وی نتیجه ی روشنی در مورد تاثیر

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 های 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<sup>۱۷</sup> (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 عمدتاً متمرکز بر کشورهای توسعه یافته و صنعتی مثل ایالات متحده، ژاپن و اروپا می باشد، اما تحقیقات گسترده ای 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

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

محمود و دینیا<sup>۱۵</sup> (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<sup>۱۶</sup> (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 عمدتاً به دلیل افشای با تاخیر اطلاعات مالی به عموم مردم می باشد که شواهد مبتنی بر ناکارآمدی بازار است.

جوریون (۱۹۹۰ و ۱۹۹۱) در مطالعه خود نتوانست ارتباط معناداری بین رابطه همزمان نرخ ارز و ارزش شرکت های ایالات متحده پیدا کند ولی با

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.

بیبا 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.

صنعتی تجربه کنند (پان و همکاران، ۲۰۰۷ و فرانکل ۱۸ و همکاران، ۱۹۹۶).

یو و نیی<sup>۱۹</sup> (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<sup>۲۰</sup> (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 و غیر 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 رابطه ی بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با متغیرهای کلان در طی سالهای ۱۳۶۹ تا

۴- روش‌شناسی پژوهش

پژوهش 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 روش‌های رگرسیون خطی مورد مطالعه قرار خواهد گرفت. عموماً بر اساس مدل رگرسیونی خطی تک عاملی آدلر و دوماس<sup>۲۱</sup> (۱۹۸۴) و جوریون (۱۹۹۰ و ۱۹۹۱)، حساسیت پذیری بازده سهام نسبت به نوسانات نرخ ارز اندازه‌گیری می‌شود. این مدل (رابطه ۲) رابطه‌ی بازده سهام (متغیر وابسته) را تنها با یک متغیر مستقل (نرخ ارز) اندازه‌گیری می‌کند.

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}FX_t + e_{it} \quad (\text{رابطه ۲})$$

جایگزین این مدل، مدل دو عاملی است که توسط بسیاری دیگر از پژوهشگران برای اندازه‌گیری ریسک نرخ ارز شرکت‌ها استفاده شده است (جوریون، ۱۹۹۰؛ جنتری<sup>۲۲</sup> و بودنار، ۱۹۹۳؛ هی و انجی، ۱۹۹۸؛ آلیانینس و اوفک<sup>۲۳</sup>، ۱۹۹۷؛ چن و همکاران، ۲۰۰۴؛ بارترام<sup>۲۴</sup> و بودنار، ۲۰۰۹ و جلالی نائینی و قالیباف اصل، ۱۳۸۲). می‌توان مدل دو عاملی را به عنوان تفسیر از تئوری قیمت‌گذاری آریترائز (APT) راس<sup>۲۵</sup> (۱۹۷۶) و به عنوان یک فرمت گسترش یافته‌ی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) به محیط بین‌المللی دانست (سولنیک<sup>۲۶</sup>، ۱۹۸۳). این مدل (رابطه ۳) بصورت زیر است:

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}\Delta FX_t + \beta_{i2}R_{mt} + e_{it} \quad (\text{رابطه ۳})$$

از لحاظ تئوریک مدل رابطه ۲ روش برتری نسبت به رابطه ۳ می‌باشد. 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 می‌دهد (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 می‌شود.

$$R_{it} = \beta_{i0} + \beta'_{i1}\Delta FX_{t-1} + \beta_{i2}R_{mt} + e_{it} \quad (\text{رابطه ۴})$$

که در رابطه ۲ و ۳،  $R_{it}$ : بازده قیمتی سهام شرکت  $i$  ام در دوره  $t$ ؛  $\Delta FX_t$ : نرخ تغییرات نرخ ارز؛  $\Delta FX_{t-1}$ : نرخ تغییرات نرخ ارز با یک وقفه زمانی؛  $R_{mt}$ : بازده شاخص بازار؛  $\beta_{i0}$ : عرض از مبدا؛  $\beta_{i2}$ : حساسیت بازده سهام شرکت  $i$  ام به بازده بازار؛  $\beta_{i1}$ : حساسیت بازده سهام شرکت  $i$  ام به تغییرات نرخ ارز همزمان؛  $e_{it}$ : تغییرات تبیین نشده سهام شرکت  $i$  ام در زمان  $t$ ؛  $\beta'_{i1}$ : حساسیت بازده سهام شرکت  $i$  ام به تغییرات نرخ ارز با یک وقفه زمانی، می‌باشد. 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 می‌توان 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 می‌باشد. برای محاسبه بازده قیمتی یک سهم از فرمول زیر (رابطه ۵) استفاده می‌شود: (رابطه ۵):  $\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$  = بازده قیمتی

(رابطه ۷)

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

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<sup>۲۷</sup> 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<sup>۲۸</sup> است (عباسی‌نژاد، ۱۳۸۰). آزمون‌های مانایی از جمله مهمترین آزمون‌ها جهت برآورد یک رگرسیون با ضرایب قابل اعتماد می باشد. 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 آزمون‌های ریشه واحد بررسی شده است.

### ریشه واحد در پانل

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

که در آن  $P_t$ : قیمت سهام عادی در پایان دوره  $t$  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 تغییرات 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 با استفاده 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 در آن،  $FX_t$ : نرخ ارز در دوره  $t$  و  $FX_{t-1}$ : نرخ ارز در دوره  $t-1$ ، 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.



(رابطه ۹)

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

که اجزای اخلاص  $v_{it}$  دارای توزیع نرمال است و به ازای آن تمام  $i$  ها و  $t$  ها مستقل از  $X_{it}$  می باشد. برای این منظور ابتدا بایستی بررسی نمود که آیا ناهمگنی یا تفاوت های فردی وجود دارد یا خیر؟ در صورت وجود ناهمگنی از روش داده های پانل و در غیر این صورت از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) جهت تخمین مدل استفاده می شود.  $\mu_i$  ها نیز که بیان کننده اثرات فردی یا ناهمگنی ها در مقاطع (در اینجا شرکت ها) هستند، در قالب اثرات تصادفی یا اثرات ثابت ظاهر می شوند و در مقایسه با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) در قالب فرضیه زیر مورد ارزیابی قرار می گیرند:

(رابطه ۱۰)

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

حداقل یکی از  $\mu_i$  ها مخالف صفر است:  $H_1$  به منظور آزمون فرضیه های فوق، از آماره  $F_{Leamer}$  به صورت زیر استفاده می شود (بالتاجی ۳۱، ۲۰۰۵: ۳۴):

(رابطه ۱۱)

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

که در آن  $RSS_R$  مجموع مجذورات پسماندهای مقید (داده های Pooling)،  $RSS_{UR}$  مجموع مجذورات پسماندهای غیر مقید (داده های پانل)،  $N$  تعداد کل مقاطع (در اینجا شرکت ها)،  $T$  تعداد مشاهدات زمانی و  $K$  تعداد کل پارامترهای مورد برآورد است. در این آزمون فرضیه صفر بر اساس

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

در این پژوهش از داده های تلفیقی<sup>۲۹</sup> (ترکیبی از داده های سری زمانی و مقطعی) و تحلیل رگرسیون چندگانه استفاده شده است. نماد خطی مدل رگرسیونی پانل دیتا به صورت زیر است:

(رابطه ۸)

$$Y_{it} = \beta_{i0} + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

در داده های ترکیبی قبل اقدام به برآورد مدل باید تشخیص دهیم که کدام یک از مدل های پویا یا پانل برای برآورد و استنتاجات آماری مناسب است. برای این منظور با تلفیق کل داده ها به صورت پول الگو را برآورد نموده و مجموع مجذورات باقیمانده را به دست می آوریم و در مرحله بعد الگو را به صورت پانل با استفاده از روش اثرات ثابت و تصادفی برآورد نموده و مجموع مجذورات آن را نیز بدست می آوریم. سپس در مرحله بعد با استفاده از آماره  $F$  که برای تشخیص مدل به صورت زیر تعریف می شوند استفاده می نماییم. برای تعیین نوع مدل مورد استفاده در داده های ترکیبی رایج ترین روش آزمون  $F$  لیمر<sup>۳۰</sup> و برای استفاده از مدل اثر ثابت در مقابل مدل برآوردی داده های ترکیب شده (Pool)، رایج ترین روش آزمون هاسمن (۱۹۷۸) می باشد. اگر مدل زیر را فرض کنیم:



- 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- یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج پنج روش ذکر شده جدول ۲ سری‌های زمانی دارای مانایی (پایایی) در طول زمان می‌باشند.

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 مقدار F جدول بیشتر است، پس مدل پانل برای داده‌های نمونه‌ی تحقیق در هر دو حالت پذیرفته می‌شود.

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

همان‌طور که در جدول ۴ ملاحظه می‌کنید، از آنجایی که برای هر دو مدل معناداری بزرگ‌تر از ۰.۰۵ است، فرضیه  $H_0$  و در نتیجه مدل‌ها با حالت اثرات تصادفی در سطح ۹۵ درصد به بالا پذیرفته می‌شود. نتایج تخمین مدل‌ها بصورت جدول ۵ می‌باشد.

مقادیر مقید و فرضیه مقابل بر اساس مقادیر غیرمقید است. این آزمون از نوع چاو<sup>۳۴</sup> است (بالتجایی، ۲۰۰۵). برای انتخاب بین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن<sup>۳۵</sup> (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  $\chi^2$  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  $\beta_s$  می‌باشد. چنانچه  $M_0$  و  $M_1$  همبسته باشند،  $b_s$  و  $\beta_s$  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 می‌باشد. بر اساس آمار موجود در پایگاه اطلاعاتی شرکت‌های صادرکننده سازمان توسعه تجارت ایران، ۱۰۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران صادراتی شناخته شدند. روش نمونه‌گیری 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.

جدول ۱- لیست شرکت های نمونه تحقیق

ردیف	نام شرکت	ردیف	نام شرکت	ردیف	نام شرکت
۱	الکترونیک خودرو	۲۶	داروسازی کوثر	۵۱	فرآوری مواد معدنی
۲	ایران تایر	۲۷	درخشان تهران	۵۲	فروسلیس ایران
۳	ایران خودرو	۲۸	دشت مرغاب	۵۳	قطعات اتومبیل
۴	آبسال	۲۹	دوده صنعتی پارس	۵۴	کارخانجات داروپخش
۵	آلومتک	۳۰	رادپاتور ایران	۵۵	کاشی اصفهان
۶	آلومینیوم ایران	۳۱	سایپا	۵۶	کالسیمین
۷	آهنگری تراکتور	۳۲	سایپا دیزل	۵۷	کتورسازی 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	گلناتاش
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	موتوزن
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 جابر ابن حیان	۴۹	شیمیایی فارس	۷۴	نیروکلر
۲۵	داروپخش	۵۰	فرآورده نسوز ایران	۷۵	هیپکو

جدول ۲- نتایج مانایی سری ها

$R_{mi}$		$\Delta FX_t$		$R_{it}$		سری ها روش ها
Prob	Statistic	Prob	Statistic	Prob	Statistic	
۰.۰۰۰۰	-۱۳.۸۱۰۷	۰.۰۰۰۰	-۳۶.۶۵۶۶	۰.۰۰۰۰	-۳۵.۷۶۷۳	لومین، لین و چوی
۰.۰۰۰۰	-۱۹.۵۷۵۹	۰.۰۰۰۰	-۳۱.۱۱۰۰	۰.۰۰۰۰	-۱۷.۳۴۵۹	برتونگ
۰.۰۰۰۰	-۹.۲۶۴۸۵	۰.۰۰۰۰	-۲۵.۲۰۳۷	۰.۰۰۰۰	-۳۴.۵۷۱۳	آی ام و پسران و شین
۰.۰۰۰۰	۳۰.۳۴۷۱	۰.۰۰۰۰	۸۰.۸۸۹۰	۰.۰۰۰۰	۱۲۱۱.۶۰	- فیشر ADF
۰.۰۰۰۰	۳۲۳.۴۱۱	۰.۰۰۰۰	۷۸۸.۶۱۸	۰.۰۰۰۰	۱۸۶۰.۵۷	- فیشر PP

جدول ۳- نتایج تشخیص مدل

مدل	K	N	T	URSS	RRSS
همزمان	۲	۷۵	۳۶	۴۸۱۳۹۱	۵۰۴۱۰۰۶
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 ( $\beta_{io}$ )	همزمان	۱.۶۳۷۴۳۶	۰.۲۹۲۷۸۸	۵.۵۹۲۵۵۸	۰.۰۰۰۰
	وقفه دار	۱.۸۴۰۵۳۸	۰.۲۹۰۷۱۲	۶.۳۳۱۱۴۷	۰.۰۰۰۰
نرخ تغییرات همزمان ارز ( $\Delta FX_t$ )	همزمان	۰.۵۹۸۲۹۱	۰.۲۲۶۹۱۶	۲.۶۳۶۶۱۷	۰.۰۰۸۴
	وقفه دار	-	-	-	-
نرخ تغییرات ارز با یک وقفه ( $\Delta FX_{t-1}$ )	همزمان	-	-	-	-
	وقفه دار	-۰.۱۰۸۲۷۱	۰.۲۲۴۶۸۹	-۰.۴۸۱۸۷۳	۰.۶۲۹۹
نرخ تغییرات شاخص بازار ( $R_{mt}$ )	همزمان	۰.۳۲۷۲۲۷	۰.۰۴۹۲۰۶	۶.۶۵۰۰۸۵	۰.۰۰۰۰
	وقفه دار	۰.۲۹۰۱۹۳	۰.۰۴۸۵۱۷	۵.۹۸۱۲۲۳	۰.۰۰۰۰
آماره		مقدار			
ضریب تعیین		مدل همزمان	مدل وقفه دار		
ضریب تعیین تعدیل شده		۰.۰۱۶۴۶۱	۰.۰۱۶۷۹		
معناداری آماره F		۰.۰۱۵۷۳۲	۰.۰۱۵۶۱۴		
آماره دوربین-واتسون		۱.۸۵۷۲۶۵	۱.۸۴۷۱۵۰		

که با وارد نمودن ضرایب در رابطه ۳ داریم:

(رابطه ۱۳):

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

ضریب تعیین ( $R^2$ ) در مدل همزمان ۰.۰۱۶۴۶۱

درصد و در مدل با وقفه ۰.۰۱۶۷۹ درصد می باشد.

از این رو می توان 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 مبدأ حاکی از

وجود بسیاری دیگر از متغیرها (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 می باشد که

نشان دهنده این است که خود همبستگی در مدل

ها وجود ندارد.

## 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 یافته های قبلی در یک الگوی تجربی رابطه ای 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 دوره ی 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 داده های تلفیقی و تحلیل رگرسیون چندگانه در نرم افزار 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.

به طور کلی نتایج حاصل از آزمون فرضیات عبارتند از:

## فرضیه ی اول

چون قدر مطلق آماره  $t$ ی نرخ تغییرات همزمان ارز ( $\Delta FX_t$ )، 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 می توان به این قضیه پی برد. چون که در اینجا prob کوچکتر از ۵ درصد می باشد، باز ضریب مورد نظر در سطح ۹۵ درصد به بالا معنادار است. با توجه به آنچه توضیح داده شد می توان گفت فرضیه اول با احتمال بالا پذیرفته می شود و متغیر نرخ تغییرات همزمان ارز رابطه ای مثبت و معناداری با بازده سهام شرکت های صادراتی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد.

## فرضیه ی دوم

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

**پیشنهادات**

- ۶) مشایخی و همکاران (۱۳۸۹)، تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر رابطه بین متغیرهای بنیادی مستخرج از صورتهای مالی و بازده سهام، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۱۲، ص ۱۰۹-۱۲۷.
- ۷) نامداری، هوشنگ (۱۳۸۳)، رابطه علیتی بین شاخص قیمت سهام در بورس تهران و نرخ ارز در بازار آزاد، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.

- 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 متغیرهای 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**

- 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

- 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 اقتصادسنجی. 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 و تابستان ۱۳۸۲، ص ۲۲-۳.
- ۴) عباسی نژاد، 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 در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۶.

- 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
- 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) El-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

یادداشت‌ها

<sup>1</sup> Bretton Woods

<sup>2</sup> Jorion

<sup>3</sup> Chen

<sup>4</sup> Chortareas

<sup>5</sup> Amihud

<sup>6</sup> Bartov and Bodnar

<sup>7</sup> Makar and Huffman

<sup>8</sup> He and Ng

<sup>9</sup> Doukas

<sup>10</sup> Pan

<sup>11</sup> Nydahl

<sup>12</sup> Donnelly and Sheehy

<sup>13</sup> Jong

<sup>14</sup> Chang

<sup>15</sup> Mahmood and Dinniah

<sup>16</sup> Muller and Verschoor



- 17 El-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

Archive of SID

