فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال ششم، شماره ۲ «پیاپی ۱۸»، تابستان ۱۳۹۱، صفحات ۱۹-۱)

رابطه بلند مدت بین بی ثباتی نرخ موثر واقعی ارز و شاخص بازدهی صنعت در بازار سهام تهران(رهیافت گارچ چند متغیره)

اسمعیل ابونوری*، امیر منصور طهرانچیان**، مصطفی حمزه+

تاریخ دریافت: ۹۱/۰٤/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹۱/۰٦/۲۰

چکیده

این مقاله رابطه بین نرخ ارز واقعی موثر و شاخص صنعت بازار سهام تهران را با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری(VAR) و خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی چندمتغیره (MGARCH) در دوره زمانی مهر ۱۳۸۰ تا شهریور ۱۳۹۰به صورت تجربی تحلیل می‌کند. نتایج حاصل نشان می‌دهد هیچ رابطه بلندمدت معناداری بین نرخ ارز واقعی موثر و شاخص صنعت وجود ندارد. هم چنین اثرات میانگینی بین بازارهای ارز خارجی و سهام وجود ندارد. علاوه بر این، در این پژوهش سرایت نوسانات بین بازار ارز و بازار سهام آزمون شده است. اثر نوسانات خارجی بین دو بازار وجود دارد که اشاره دارد به این که نوسانات گذشته در بازار سهام بر نوسانات در بازار ارز خارجی اثر دارد و بالعکس.

طبقه بندی JEL : G11، F31، C32

واژگان های کلیدی: نرخ ارز، شاخص صنعت، گارچ چندمتغیره، بازار سهام، سرایت نوسانات

* استاد دانشگاه سمنان، گروه اقتصاد، سمنان، ایران(نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی:
esmaiel.abounoori@gmail.com

** استادیار دانشگاه مازندران ، گروه اقتصاد، مازندران، ایران، پست الکترونیکی:
a.tehranchian@umz.ac.ir

+ دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه مازندران، پست الکترونیکی:
Mostafahamze@yahoo.com

۱. مقدمه

بازده سهام و قیمت آن نشان‌دهنده توانایی شرکت در جذب سرمایه‌ها و افزایش سرمایه‌گذاری است. چون شرکت‌ها و بنگاه‌های تولیدی نقش بسزایی درشکوفایی اقتصادی هر کشوری دارند، شناخت عواملی که باعث رشد و توسعه آنها شود، اهمیت دارد. ارزش سهام تحت تأثیر عوامل مختلفی ازجمله عملکرد شرکت، سود تقسیمی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، نرخ بهره، حساب جاری، عرضه پول و اشتغال قرار دارد. در این میان، نرخ ارز یکی از عوامل تعیین کننده در محاسبه سودآوری و کارآیی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بویژه در ایران است. در واقع، ثبات نرخ ارز باعث اطمینان در محیط اقتصاد داخلی شده و در نتیجه سرمایه‌گذاران در مورد سرمایه‌گذاری در زمان حال وآینده تصمیم‌گیری می‌کنند. بنابراین، توجه به بازارهای ارز و سهام برای رسیدن به رشد اقتصادی پایدار ضروری خواهد بود. ارتباط بازار سهام و بازار ارز از زاویه‌های متفاوت مورد مطالعه قرار گرفته است. برای مثال افرادی مانند آتسویوکی[1](۱۹۹۵)، دانلی و شیهی[2](۱۹۹۶) و کازمن[3] (۲۰۰۳) ارتباط علت و معلولی بین بازار ارز و سهام را مورد بررسی قرار دادند. همچنین افرادی مانند آکوینو[4](۲۰۰۵) ، چی و یونگ و تریپ[5](۲۰۰۸) تاثیر نرخ ارز بر بازار سهام را مطالعه نموده اند.

هدف اساسی تحقیق حاضر، استفاده از یک مدل ناهمسان واریانس شرطی چندمتغیره (MGARCH[6]) جهت ارزیابی پویایی‌های بین نرخ ارز و قیمت سهام در ایران بوده است. در

1- Atsuyki
2 -Donnelly& Sheehy
3 -Kasman
4 -Aquino
5- Chi&Young&Tripe
6 -Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

این راستا، فرضیه تحقیق عبارت است از: نوسانات نرخ واقعی ارز بر نوسانات شاخص صنعت تاثیر گذار است و برعکس. بدین منظور ابتدا اثرات میانگینی بین دو بازار با استفاده از مدل VAR و سپس، اثرات نوسانات این دو بازار بر یکدیگر با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره بررسی شده است. با توجه به اهمیت بازارهای ارز و سهام در رشد اقتصادی، بررسی اثرپذیری این دو بازار از یکدیگر پراهمیت تلقی می‌گردد: نتایج تحقیق در جهت شناخت ابعاد مختلف این بازارها برای سرمایه‌گذاری و سیاست گذاری کاراتر مفید خواهد بود.

این مطالعه در پنج بخش تدوین شده است؛ بخش دوم به پیشینه پژوهش‌های انجام شده در این زمینه اختصاص یافته است. در بخش سوم ابتدا داده‌های مورد بررسی و سپس اجزای الگو معرفی و معادلات آن تصریح شده است. در بخش چهارم نتایج تجربی حاصل از برآورد الگو ارایه و سرانجام بخش پنجم به نتیجه گیری و پیشنهادات اختصاص یافته است.

۲. مروری بر پیشینه تحقیق

۲-۱. مسیرهای اثر گذاری بازارهای ارز و سهام بر یکدیگر

۲-۱-۱.مسیر اثرات بازار سهام بر بازار نرخ ارز

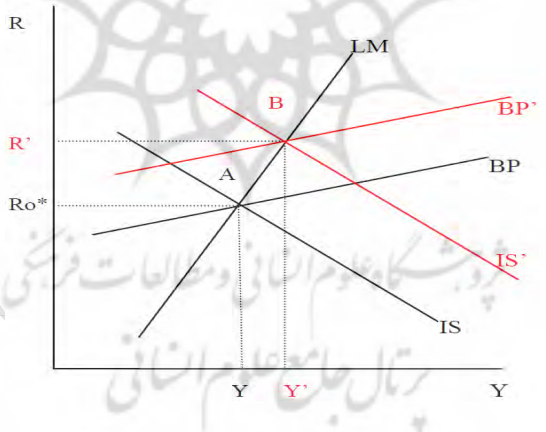
الف) میشکین[1] (۲۰۰۱) اثرافزایش قیمت سهام بر مخارج را توضیح داده است: با افزایش قیمت سهام بنگاه، ارزش حقوق صاحبان سهام آن افزایش می‌یابد و با فرض ثابت بودن قیمت تجهیزات جدید در کوتاه مدت، سرمایه‌گذاری ارزان‌تر می‌شود. درنتیجه، انگیزه بیشتری برای سرمایه‌گذاری بنگاه به وجود می‌آید و سرمایه‌گذاری بنگاه افزایش می‌یابد. بنابراین، سرمایه‌گذاری تابعی از قیمت سهام می‌باشد. همچنین، افزایش قیمت سهام موجب افزایش دارایی های مالی نگه داری شده توسط خانوارها شده و باعث افزایش ثروت و مصرف آنها می‌گردد. چون ثروت خانوار با ریسک کمتر افزایش می‌یابد، آنها تشویق می‌شوند که دارایی غیرنقدی بیشتری نگهداری نمایند. بنابراین، مخارج کالای بادوام و مسکن افزایش خواهدیافت. در نتیجه افزایش قیمت سهام، مصرف و سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. این اولین تغییری

1- Mishkin

است که در مدل اقتصاد باز ماندل-فلمینگ[1] اعمال شده است. علاوه بر این، طبق منحنی J بین نرخ ارز و حساب جاری رابطه‌ی معکوس وجود دارد. بدین صورت که کاهش سریع نرخ ارز پیش از آنکه موجب افزایش حساب جاری شود باعث بوجود آمدن کسری حساب جاری می‌گردد.

باتوجه به موارد فوق، تعادل مدل اقتصاد باز در نقطه A را در شکل ۱ مشاهده کنید. افزایش قیمت سهام در نرخ بهره معین ممکن است موجب افزایش مخارج شود (در شکل ۱ منحنی IS به IS' منتقل می‌شود) درحالیکه منحنی LM تحت تاثیر تغییرات قیمت سهام قرار نمی‌گیرد. بنابراین، تعادل جدید در نقطه B تشکیل می‌شود که همراه با نرخ بهره و تولید بالاتر است.

شکل ۱. تحلیلی ساده با استفاده از IS-LM



این نقطه تعادل جدید در بالای منحنی BP، ناشی از سطح تولید Y میباشد. نرخ بهره در نقطه B بزرگ تر از نرخ بهره‌ای است که تعادل را برقرار می‌کرد. نرخ بهره بیشتر جریان سرمایه خارجی را جذب می‌کند و موجب مازاد تراز پرداخت‌ها ($BP > 0$) می‌گردد. حال برای

1 -Mundell-Fleming

رسیدن به تعادل، تسویه در تراز پرداخت‌ها بوسیله نرخ ارز(زمانی که سطح قیمتها ثابت است) انجام می‌شود. در نتیجه با افزایش نرخ ارز(کاهش ارزش پول داخلی)، حساب جاری کاهش یافته و تراز پرداخت‌ها به سمت صفر بر می‌گردد. افزایش نرخ ارز باعث جا به جایی به سمت بالای منحنی BP می‌شود (انتقال BP به BP'). سرانجام تعادل در تمام بازارها درنقطه B شکل می‌گیرد.این نقطه تعادلی جدید همراه با سطح مخارج بالاتر، نرخ بهره بالاتر، نرخ ارز بالاتر و قیمت سهام بالاتر می‌باشد. نتیجه اصلی در این تحلیل حاکی از آن است که افزایش قیمت سهام ممکن است موجب کاهش ارزش پول داخلی گردد.

ب) تغییرات قیمت سهام ازدو مسیر ثروت و انتظارات افراد، بر نرخ ارز اثر گذاراست: کاهش قیمت سهام باعث کاهش ثروت سرمایه‌گذارانی می‌شود که در بازار سها سرمایه‌گذاری کرده‌اند و به این ترتیب درآمد دریافتی سرمایه‌گذاران کم می‌شود. با کاهش درآمد سرمایه‌گذاران، تقاضای آنها برای پول به دلیل کاهش قدرت خرید(تقاضای معاملاتی) و همچنین کاهش مبادلات در بازارهای مالی تنزل می یابد. کاهش تقاضای پول به معنای کاهش نرخ بهره و خروج سرمایه از کشور است. با افزایش تقاضای پول خارجی، نرخ ارز افزایش می یابد. به این ترتیب، نوعی اثرگذاری منفی از سوی قیمت سهام به نرخ ارز قابل تصور است.

ج) همچنین رونق بازارسهام (افزایش قیمت سهام نسبت به روند بلندمدت یا مورد انتظار) باعث جذابیت بورس برای سرمایه‌گذاران می‌شود. این سرمایه‌گذاران به دو دسته قابل تفکیک هستند: گروه اول، سرمایه‌گذاران خارجی که با رونق بورس، سرمایه خود را به کشور مزبور انتقال می دهند. با انتقال سرمایه به داخل کشور، عرضه ارز خارجی افزایش می یابد که باعث کاهش نرخ ارز می‌گردد. به این ترتیب، مطابق اثر مذکور یک رابطه منفی میان قیمت سهام و نرخ ارز وجود دارد. گروه دوم، سرمایه‌گذاران داخلی هستند که در بازارهای موازی بازار ارز سرمایه‌گذاری کرده اند و با رونق بازار سرمایه، سرمایه خود را به این بازار انتقال می‌دهند. هنگام خارج شدن سرمایه ها از شکل ارز، عرضه ارز زیاد می‌شود و نرخ ارزکاهش می یابد. این مسیر نیز به وجود یک رابطه منفی میان این دو متغیر اشاره دارد..

با توجه مباحث فوق، اثر بازار سهام بر نرخ ارز مبهم به نظر می‌رسد.

۲-۱-۲. مسیر اثرات بازار نرخ ارز بر بازار سهام

اثر نرخ ارز بر بازار سهام در مسیرهای گوناگون مورد توجه قرار گرفته است:

الف) از عوامل مورد توجه، ترکیب دارایی‌ها و بدهی‌های ارزی شرکت است. اگر نرخ ارز افزایش یابد و میزان دارایی ارزی شرکتی بیشتر از بدهی ارزی آن باشد، سود ناشی از تسعیر ارز موجود باعث افزایش سود هر سهم شده و قیمت سهام این شرکت افزایش می‌یابد. درمقابل، چنانچه بدهی های ارزی بیشتر از دارایی های ارزی باشد، زیان ناشی از تسعیر ارز عملاً باعث کاهش سود هر سهم گردیده و قیمت سهام شرکت کاهش خواهد یافت.

ب) سرمایه‌گذاران خارجی تمایل به داشتن دارایی در پولی که ممکن است کاهش ارزش آن موجب از بین رفتن بازدهی سرمایه آنها شود، ندارند. برای مثال احتمال کاهش ارزش دلار موجب می‌شود که سرمایه‌گذاران از نگهداری دارایی از جمله سهام در آمریکا خودداری کنند. اگر سرمایه‌گذاران خارجی اقدام به فروش سهام نگهداری شده خود در آمریکا کنند، قیمت هر سهم کاهش پیدا می‌کند.

ج) اثر کاهش نرخ ارز بسته به این که شرکت بیشتر واردات می‌کند یا صادرات، دارای واحدهای خارجی می‌باشد و اینکه نسبت به نوسانات نرخ ارز رفتار پوششی دارد، متفاوت می‌باشد. درآمد یک شرکت واردکننده بزرگ ممکن است در اثر هزینه های بیشتر ناشی از پول داخلی ضعیف تر کاهش یافته و در نتیجه قیمت سهم آن نیز کاهش یابد. شرکت‌های چند ملیتی مستقر در آمریکا در هنگام تضعیف دلار دارای درآمد بالاتری می باشند.

د) در سطح اقتصاد کلان، تضعیف پول ممکن است باعث افزایش ارزش صنایع صادراتی و کاهش ارزش صنایع وارداتی شود. اثر آن بر تولید داخلی ممکن است مثبت باشد. افزایش تولید به عنوان شاخصی از اقتصاد پر رونق توسط سرمایه‌گذاران دیده می‌شود و قیمت سهام تمایل به افزایش دارد. چون دلایلی برای هر دو اثرات مثبت و منفی وجود دارد. روی هم رفته، اثر نرخ ارز بر قیمت سهام نامعلوم است.

۲-۲. مطالعات تجربی

مطالعات زیادی در زمینه ارتباط بازار های سهام و نرخ ارز با نتایج مختلف انجام شده است. بهمنی اسکوئی و سهرابیان(۱۹۹۲) نشان دادند که یک رابطه علیت دو سویه بین قیمت سهام S&P ۵۰۰ و نرخ ارز موثر دلار وجود دارد. بارتو و بادنر[1](۱۹۹٤) موفق نشدند رابطه معنا بین تغییرات دلار آمریکا و بازدهی سهام شرکت‌های آمریکا پیدا کنند. آتسویوکی[2](۱۹۹۵) برای یک دوره ده ساله از سال۱۹۸۵ تا ۱۹۹۵ نشان داد که بین نرخ ارز و بازار سهام توکیو ارتباطی مثبت و معنادار وجود دارد. دانلی و شیهی[3](۱۹۹٦) نشان دادند که یک رابطه همزمان معنا دار بین نرخ ارز و ارزش بازار صادرکنندگان بزرگ انگلیس وجود دارد. آجایی، فریدمن و مهدین[4] (۱۹۹۸) شواهدی را فراهم آوردند که نشان می دهد رابطه علّی یک طرفه از سهام در بازارهای پولی اقتصادهای پیشرفته وجود دارد اما این رابطه علّی در بازارهای نوظهور صادق نیست. وو[5](۲۰۰۰) نشان داد که نرخ ارز بر حسب دلار سنگاپور علت گرنجری قیمت‌های سهام است. گریفین و استالز[6](۲۰۰۱) دریافتند که شوک‌های هفتگی نرخ ارز اثر ناچیزی بر عملکرد صنعت در شش کشور صنعتی دارد.. رماسامی ویونگ[7](۲۰۰۲) رابطه بین نرخ ارز خارجی و بازار سهام را در شش کشور آسیایی در بازه زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۱ آزمون کردند. آنها به نتایج متناقض برای رابطه علّی دو طرفه بین قیمت سهام و نرخ ارز رسیدند. کازمن[8] (۲۰۰۳) ارتباط بین قیمت سهام (چهار شاخص بخش مالی، بخش تولید، بخش خدمات و بخش صنعت) و نرخ ارز در ترکیه را از ٤ ژوئن ۱۹۹۰ تا نوامبر ۲۰۰۲ مورد آزمون قرار داد. نتایج حاکی از آن بود که بین بازار سرمایه و بازار ارز ارتباطی بلند مدت وجود دارد و ارتباط علّی موجود از نرخ ارز به سوی شاخص صنعت می‌باشد. کیم [9](۲۰۰۳) به این نتیجه رسید که تولید صنعتی تاثیر مثبت،

1 -Bartov& Bodnar
2- Atsuyki
3 -Donnelly& Sheehy
4 -Ajayi& Friedman& Mehdian
5- Wu
6- Griffin& Stulz
7- Ramasamy, B., Yeung
8- Kasman
9- Kim

نرخ بهره، نرخ ارز و نرخ تورم تاثیری منفی بر قیمت سهام شرکت های آمریکایی دارد. چینگ ویونگ[1] (۲۰۰۳) نشان دادند که بازدهی سهام و ارزش پول در نه بازار آسیایی رابطه مثبت دارند. آکوینو[2](۲۰۰۵) تاثیر نرخ ارز بر بازده سهام شرکت‌های فیلیپینی را در دوره قبل و بعد از از بحران مالی آسیا بررسی کرد و مشخص شد که بازده سهام قبل از بحران مالی آسیا منعکس کننده تغییرات نرخ ارز است، ولی پس از بحران این گونه نیست. هارتمن و پیرتز[3](۲۰۰۶) نشان دادند که در طول دوره ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۶ بین بازده بازار سهام و نرخ ارز در کشورهای آمریکا، ایتالیا، آلمان و فرانسه رابطه غیرخطی وجود دارد. طبق تاباک [4](۲۰۰۶)، در یک رویکرد پرتفولیو، قیمت سهام ارتباط علی گرنجری منفی با نرخ ارز دارد؛ ولی با رویکرد سنتی قیمت سهام نرخ ارز را هدایت می‌کند و یک ارتباط غیرخطی علّی از نرخ ارز به سوی قیمت سهام وجود دارد. پن و فک و لیو[5](۲۰۰۷) رابطه پویایی بین نرخ ارز و قیمت سهام را برای هفت کشور آسیای شرقی به استثنای چین آزمون کردند. چی و یونگ و تریپ[6](۲۰۰۸) فرضیه «اثر تغییر نرخ های ارز (شامل نسبت دلار آمریکا به دلار استرالیا، نسبت پوند استرلینگ به دلار استرالیا و نسبت دلار نیوزلند به دلار استرالیا) بر سهام بانک های استرالیایی» را آزمون کردند. نمونه آنها شامل چهار بانک مهم استرالیا با حوزه فعالیت بین المللی و پنج بانک منطقه ای و دوره مورد بررسی از ژوئن ۱۹۹۷ تا مارس ۲۰۰۷ با داده‌های فصلی بود: فرضیه مطرح شده تایید نشد. به عبارت دیگر، بین تغییرات نرخ ارز و عملکرد بانک ها ارتباط معناداری وجود نداشت. عبدالعزیز، چورتاریز و سیفولین[7] (۲۰۰۸) نشان دادند که قیمت نفت به عنوان یک متغیر مهم، عامل برقراری ارتباط بین نرخ ارز و بازار سهام در کشورهای مصر، عمان، عربستان سعودی وکویت می‌باشد. آیدمیر و دمیرهان[8] (۲۰۰۹) بیان کردند که نرخ ارز در طول دوره

5 -Chiang& Yang
2 -Aquino
3 -Hartmann et Pierdzioch
4- Tabak
5- Pan& Fok& Liu
6 -Chi&Young&Tripe
7- Abdolaziz, Chortareas & Cipollin
8- Aydemir & Demirhan

۲۰۰۱ تا ۲۰۰۸ تاثیری منفی بر بازار سرمایه ترکیه داشته است. یو و نیه[1](۲۰۰۹) اثر دلار جدید تایوان در برابر ین ژاپن را بر قیمت سهام در ژاپن و تایوان بررسی و وجود تعادل بلند مدت و روابط علی نامتقارن را تایید نمودند. هوا[2](۲۰۱۰) رابطه بین نرخ واقعی ارز و قیمت سهام را برای چین طی دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۱ تا ژوئن۲۰۰۹ با استفاده از الگوهای خود رگرسیون برداری(VAR) و خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی چند متـــغیره (MGARCH) به صورت تجربی مورد ارزیابی قرار داد. نتایج نشان می دهد رابطه تعادلی بلند مدت بین نرخ واقعی ارز و قیمت سهام وجود ندارد.

همان طور که می بینیم اکثر این مطالعات رابطه بین بازارهای سهام و ارز را به صورت یک طرفه بررسی می کنند اما مطالعه حاضر رابطه بین بازارهای ارز و سهام را به صورت هم زمان بررسی می کند.

۳. روش تحقیق

۳-۱. داده‌ها

در این مقاله پویایی‌های رابطه ی بین نرخ واقعی ارز و شاخص صنعت با استفاده از ۱۲۰ مشاهده سری زمانی ماهانه در دوره مهر ۱۳۸۰ تا شهریور۱۳۹۰برآورد شده است. داده های مربوط به شاخص‌های سهام از سایت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران و نرخ ارز از سایت بانک مرکزی استخراج شده اند. در اینجا منظور از نرخ ارز ارزش یک واحد پول خارجی بر حسب پول داخلی است و نرخ واقعی ارز با استفاده از رابطه زیر محاسبه شده است:

$$RER = \frac{NER * CPI_U}{CPI_I} \qquad (1)$$

1 -Yau, H.Y., Nieh
2-Hua

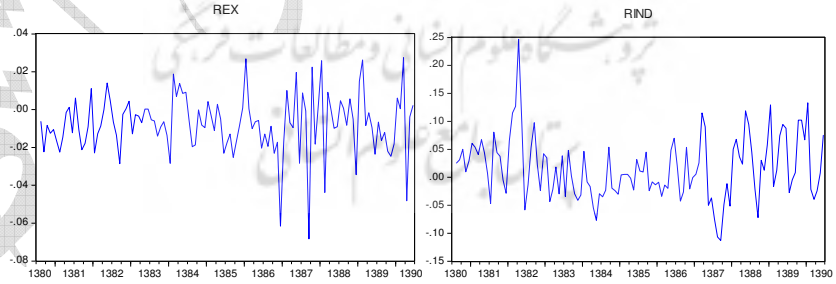
که در آن RER نرخ ارز واقعی، NER نرخ ارز اسمی، CPI_U شاخص قیمت مصرف کننده آمریکا، CPI_I شاخص قیمت مصرف کننده ایران است

با تغییرات پیچیده در اقتصاد بین الملل، توصیف کاهش یا افزایش ارزش پول، از شاخص نرخ ارز واقعی موثر استفاده شده است. نرخ ارز واقعی موثر فقط بر اساس تغییرات قیمت در تجارت کشورها اندازه گیری نمی شود، بلکه متغیر تورم را نیز حذف می‌کند. بنابراین، نرخ ارز واقعی موثر می‌تواند ارزش پول اندازه گیری شده به وسیله نرخ ارز دوسویه و نرخ ارز اسمی را به طور جامع منعکس سازد. از شاخص صنعت بازار سهام ایران برای محاسبه بازده استفاده شده است.

$$R_{i,t} = \ln\left(\frac{P_{i,t}}{p_{i,t-1}}\right) \qquad (2)$$

که در آن $P_{i,t}$ سطح قیمت در بازار(i=1) برای نرخ ارز و (i=2) برای قیمت سهام در زمان t می‌باشد. شکل ۲ سری های زمانی شاخص بازده سهام و نرخ ارز واقعی موثر را نشان می دهد.

شکل۲. سری‌های بازدهی شاخص سهام و تغییرات نرخ ارز



منبع: براساس نتایج تحقیق بااستفاده از نرم ازفزار Eviews

شاخص‌های آماری سری‌های زمانی در جدول ۱ خلاصه شده است. با توجه به جدول ۱ بازدهی سهام شرکت ها چوله به راست و با میانگین ماهانه ۰.۱۶٪ می‌باشد. در همین دوره،

بازدهی نرخ ارز چوله به چپ و با میانگین حدود ۰.۰۷۵-٪ درصد می باشد. باتوجه به انحراف معیار، نوسانات بازار ارز از بازار سهام کوچک تر است. بنابراین، ریسک سرمایه‌گذاری در بازار ارز بیشتر از بازار سهام بوده است. اندازه چولگی و کشیدگی نشان می‌دهد که بازدهی سهام دارای چولگی مثبت و کشیدگی زیاد نسبت به توزیع نرمال است، آماره جارگو- برا فرض نرمال بودن را در سطح معناداری ۱٪ برای هردو سری رد می‌کند.

جدول ۱: شاخصهای آماری

شاخص آماری	بازدهی شاخص صنعت	بازدهی نرخ ارز
میانگین	۰.۰۱۶۷۵۶	-۰.۰۰۷۵۱۱
میانه	۰.۰۰۸٤٤٤	-۰.۰۰۸۱۲۱
ماکزیمم	۰.۲٤٦٦٥۷	۰.۰۲۷٤٦۳
مینیمم	-۰.۱۱۲٦٦٦	-۰.۰٦۸۳۳۰
انحراف معیار	۰.۰٥٦۰٥٥	۰.۰۱٥٥۷٦
چولگی	۰.٦۸۲۸٥۰	-۰.٦٥۰٥۰۹
کشیدگی	٤.۳۲۷۱٦۱	٥.٤۱۰۲۱۱
Jarque-Bera	۱۷.۹۸۱۳٦	۳۷.۱۹٦۲٥
سطح معنا(Prob.)	۰.۰۰۰۰۰۰	۰.۰۰۰۰۰۰

منبع: براساس نتایج تحقیق بااستفاده از نرم افزار Eviews

۳-۲. تصریح مدل

مدل گارچ چندمتغیره (MGARCH) از توسعه مدل‌های آرچ و گارچ حاصل شده است. مدل آرچ به وسیله انگل۱(۱۹۸۲) و تعمیم یافته آن یعنی مدل گارچ توسط بلرسلو۲(۱۹۸٦) معرفی شدند. مدل‌های آرچ و گارچ به دلیل ناهمسان بودن واریانس شرطی به صورت گسترده مورد استفاده قرار گرفته اند؛ ولی اثرات متقابل آنها کمتر مورد توجه واقع شده است. برای این

1- Engle
2 -Bollerslev

منظور، مدل گارچ معمولی (تک متغیره) به مدل گارچ چند متغیره بسط داده شده است. مدل گارچ چندمتغیره از دامنه ی وسیعی از کاربرد مانند سرایت نوسانات بین بازار و دارائی ها، اثر نوسانات نرخ ارز بر تجارت و تولید و ارزش ریسک (VAR) برخوردار می‌باشد. در این مطالعه ابتدا اثرات میانگینی بین دو بازار با استفاده از مدل VAR و سپس، اثرات نوسانات این دو بازار بر یکدیگر با استفاده از مدل گارچ چندمتغیره بررسی شده است.

مدل میانگین شرطی دو متغیره VAR(1) را می توان به صورت زیر نوشت:

$$R_t = \alpha + A R_{t-1} + \varepsilon_t, \qquad (3)$$

$$\begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \qquad (4)$$

که درآن $\varepsilon_t = \left[\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}\right]$ بردار خطای تصادفی در زمان t و $\varepsilon_t \left| I_{t-1} \right. \square N\left(0, H_t\right)$ است: H_t ماتریس ۲×۲ واریانس-کواریاتس و I_{t-1} مجموعه اطلاعات زمان $t-1$ می‌باشد و بردار۱×۲ $\alpha = [\alpha_1, \alpha_2]^T$ نیز نشان دهنده ضرایب است. پارامتر a_{ij} نشان دهنده اثرات میانگینی است. برای مثال، α_{11} نشان دهنده اثر نرخ ارز با وقفه بر نرخ ارز جاری است؛ درحالی که α_{12} اثر وقفه قیمت سهام بر نرخ ارز جاری را نشان می دهد. به همین ترتیب α_{21} اثر وقفه نرخ ارز بر قیمت سهام و α_{22} اثر قیمت سهام با وقفه بر قیمت سهام جاری می‌باشد.

برای ارزیابی اثر نوسانات از مدل گارچ چندمتغیره استفاده می‌شود. تاکنون از مدل‌های گارچ چند متغیره به صورت گوناگون استفاده شده است. این مدل‌ها شامل مدل گارچ برداری (VECH) بلرسلو، انگل و وولدریج۱ (۱۹۸۸)، مدل خود همبستگی شرطی ثابت (CCC) بلرسلو۲(۱۹۹۰)، مدل BEKK بابا، انگل، کرافت و کرونر۳ (۱۹۹۰) و انگل و کرونر٤(۱۹۹۳) می باشند. در این مقاله از مدل BEKK استفاده شده است. تصریح این مدل به صورت زیر است:

1- Bollerslev, Engle and Wooldridge
2 Bollerslev
3- Baba, Engle, Kraft and Kroner
4- Kroner

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} v_t H_t = B^T B + C^T \varepsilon_{t-1} \varepsilon^T{}_{t-1} C + G^T H_{t-1} G \qquad (5)$$

که در آن v_t فرایند نوفه سفید[1] با ماتریس واریانس- کواریانس I و B ماتریس بالا مثلثی ۲×۲ است. عنصر c_{ij} از ماتریس $C_{2\times2}$ نشان دهنده اثر نوسانات بازار i بر بازار j و در نتیجه اثر ARCH نوسانات را منعکس می‌کند. عنصر g_{ij} از ماتریس $G_{2\times2}$ نشان دهنده پایداری انتقال نوسانات بین بازار i و بازار j و در نتیجه اثر GARCH نوسانات را منعکس می‌کند.

مدل دو متغیره GARCH-BEKK(1,1) را می توان به صورت زیر نوشت:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{1,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon^2{}_{2,t-1} \end{bmatrix}$$
$$\times \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \qquad (6)$$

که در آن $h_{11,t}$ نشان دهنده واریانس شرطی بازدهی نرخ ارز، $h_{12,t}$ نشان دهنده ی کواریانس شرطی بازدهی نرخ ارز و بازدهی سهام، $h_{22,t}$ نشان دهنده ی واریانس شرطی بازدهی سهام می‌باشد. برای بررسی اثر نوسانات خارجی از بازار ارز خارجی بر بازار سهام، معنادار بودن ضرایب c_{12} و g_{12} اهمیت دارد. برای بررسی اثر نوسانات خارجی از سوی بازار سهام بر بازار ارز خارجی، معناداری ضرایب c_{21} و g_{21} مورد توجه قرار می‌گیرد. اگر اثر نوسانات خارجی بین نرخ ارز خارجی و بازار سهام معنادار نباشد، پارامترهای c_{21}، g_{21} ، c_{12}و g_{12} از ماتریس های C و G از نظر آماری تفاوت معناداری با صفر نخواهند داشت.

با توجه به نمونه مشاهدات T، بردار پارامترهای θ و بردار ۲×۱ بازدهی R_t، تابع چگالی شرطی مدل ۲ به صورت زیر است:

$$f\left(R_t \middle| I_{t-1} : \theta\right) = \left(\frac{1}{2\pi}\right) \left|H_t\right|^{-1/2} \exp\left(-\frac{\varepsilon_t^T \left(H_t^{-1}\right) \varepsilon_t}{2}\right) \qquad (7)$$

1- white noise

پس، تابع درستنمایی آن را می توان به صورت زیر نوشت:

$$L = \sum_{t-1}^{T} \log f\left(R_t \middle| I_{t-1} : \theta\right) \qquad (8)$$

برای برآورد پارامترها از الگوریتم BHHH(برند، هال، هال و هاسمن) با روش حداکثر راست نمایی استفاده شده است. پسماندهای استاندارد شده ی v_t از یک مدل با تصریح درست باید از فرایند نوفه سفید پیروی کند. در پایان از آماره ی لوینگ باکس Q برای آزمون تصادفی بودن پسماندهای v_t مدل استفاده شده است. آماره ی لوینگ باکس Q بصورت زیر می‌باشد:

$$Q = T\left(T+2\right)\sum_{j=1}^{p}\left(T-j\right)^{-1} r^2\left(j\right) \qquad (9)$$

که در آن r(j) آماره تابع خود همبستگی برای پسماندها با وقفه ی j می‌باشد. آماره ی Q بطور مجانبی دارای توزیع کایدو با درجه آزادی p-k است: k تعداد متغیر مستقل است.

٤. برآورد مدل و آزمون فرضیه

آزمون پایایی و هم جمعی متغیرهای مدل VAR_MGARCH ضروری است: از آماره آزمون فیلیپس-پرون برای آزمون پایایی استفاده شده است. طبق نتایج آزمون در جدول ۲، فرض صفر وجود ریشه واحد در سری های بازدهی نرخ ارز و قیمت سهام رد می شود. یعنی، متغییرها در سطح مانا هستند.

جدول۲. نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر	ex	ind
آماره t	-۱۱.۰۰۲۳۲	-٦.۲۳۸۳۷۱
Probe	۰.۰۰۰	۰.۰۰۰

منبع: براساس نتایج تحقیق بااستفاده از نرم ازفزار Eviews

برای آزمون هم جمعی بین نرخ ارز و قیمت سهام از روش ژوهانسون استفاده شده است. طبق انگل و گرنجر[1](۱۹۸۷)، اگر دو متغیر در مدل VAR هم جمع باشند، جزء خطاها هم بسته خواهند بود. نتایج آزمون هم جمعی در جدول ۳ خلاصه شده است. نتایج مندرج در این جدول نشان می‌دهد که نرخ ارز و شاخص صنعت هم جمع هستند. بنابراین، مدل VAR در معادله ی ۲ به خوبی تصریح شده است.

جدول۳: نتایج آزمون همگرایی یوهانسون

فرضیه	آماره اثر	مقدار بحرانی	احتمال	آماره حداکثر مقدار ویژه	مقدار بحرانی	احتمال
r=0	۳۶.۱۲۳۰۵	۱۵.۴۹۴۷۱	۰.۰۰۰۰	۲۴.۸۱۴۴۸	۱۴.۲۶۴۶۰	۰.۰۰۰۸
r≤1	۱۱.۳۰۸۵۷	۳.۸۴۱۴۶۶	۰.۰۰۰۸	۱۱.۳۰۸۵۵	۳.۸۴۱۴۶۶	۰.۰۰۰۸

منبع: براساس نتایج تحقیق بااستفاده از نرم ازفزار Eviews

برای تحلیل پویایی رابطه بین نرخ ارز واقعی موثر و قیمت سهام، باتوجه به معیار آکائیک، از مدلVAR(1)-MGARCH(1,1) استفاده شده است. نتایج ارائه شده در قسمت اول جدول ۳ ضرایب برآوردی میانگینی را نشان می دهد: ضریب a_{22}در سطح ۵٪ معنا دار، اما a_{11} معنادار نیست؛ یعنی بازدهی سهام تحت تاثیر وقفه خود است، اما نرخ ارز از وقفه خودتاثیر نمی پذیرد. در مقابل، ضرایب a_{12} و a_{21} ، معنادار نیستند، یعنی نمی‌توان فرضیه صفر را مبنی بر عدم وجود اثرات متقاطع بین نرخ ارز و قیمت سهام رد نمود. بنابراین، رابطه علّی دو سویه بین این دو متغیر وجود ندارد.

1- Engle and Grange

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد مدل VAR(1)-MGARCH(1,1)

پارامتر ضریب	مقدار ضریب	سطح معنا (Prob.)
	-۰.۰۰۷۵۲	۰.۰۰۰۱
	۰.۰۰۱٦٤	۰.۰۳٦۳۹
a_{11}	۰.۰۵۸۸٤	۰.۵۲۵۳
a_{12}	۰.۰۰۱۲۰	۰.۹۸۱٤
a_{21}	-۰.۰۷۵٤۲	۰.۵۵٦۱
a_{22}	۰.۳۷۱۰۷	۰.۰۰۰۲
	۰.۳۳۳۱۷	۰.۳۷٤۹
	-۰.٤۳۲٦	۰.٦۲۲۱
	۰.۳٦۹۳۲	۰.۰۰٤٤
	-۰.۵۹۱٤۱	۰.۰۰۰۱
	۰.۰۲۷٤۲	۰.۹۹٤۳
	۰.٦۳۲۷۲	۰.۰۰۰۱
	۰.۹۵۹۳٤	۰.۰۰۰۱
	- ۰.۱۷٤۷۳	۰.۲۰۹۸

منبع: براساس نتایج تحقیق بااستفاده از نرم ازفزار SAS

معادلات واریانس _ کواریانس شرطی قرار داده شده دراین مقاله با روش گارچ چند متغیره به طورخاص اثرگذاری نوسانات خودی و خارجی بین بازدهی‌های نرخ ارز و شاخص صنعت را بررسی می کنند. با توجه به اینکه ضرایب c_{11} و c_{21} در سطح معنای ۱۰٪ نیز معنادار نیستند، می توان گفت که نرخ ارز تحت تاثیر شوک‌های گذشته خود و شاخص صنعت قرار نمی گیرد. ولی به دلیل معناداری ضرایب c_{22}و c_{12} در سطح معنای ۱٪ ، شاخص صنعت تحت تاثیر شوک‌های خود و نرخ ارز قرار می گیرد. هرچند که مقدار تاثیر پذیری آن از شوک‌های خود(۰.۵۹٤۱-) بیشتر از تاثیر پذیری آن از شوک‌های نرخ ارز می باشد. هم چنین، با توجه به

این که ضرایب گارچ الگو (g_{11} و g_{22}) در سطح معنای ۱۰٪معنادار نیستند هردو متغیر ازنوسانات گذشته خود تاثیر نمی پذیرند. اما ضرایب g_{12} و g_{21} درسطح معنای ۱٪ معنادار هستند که بیانگر این است که نوسانات دو متغیر از نوسانات گذشته یکدیگر تاثیر می پذیرند. اما میزان تاثیرنوسانات بازدهی نرخ ارز بر نوسانات بازدهی شاخص صنعت(۰.۹۵۹۳) بیشتر از تاثیر نوسانات گذشته بازدهی شاخص صنعت بر نوسانات بازدهی نرخ ارز (۰.۶۳۲۷) است. با توجه به نتایج فوق، می توان گفت در طول دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰بازدهی‌های نرخ ارز و شاخص صنعت رابطه بلند مدت معناداری با هم ندارند. اما شوک‌های بازدهی نرخ ارز بر نوسانات بازدهی شاخص صنعت اثر گذار هستند. هم چنین سرایت نوسانات بین دومتغیر وجود دارد، اما میزان تاثیرنوسانات بازدهی نرخ ارز بر نوسانات بازدهی شاخص صنعت بیشتر است.

۵. نتیجه گیری و پیشنهادها

در این مقاله رابطه بین نرخ ارز واقعی موثر و شاخص صنعت بازار سهام تهران با استفاده از مدل‌های خود رگرسیون برداری (VAR) و خودرگرسیون ناهمسان واریانس شرطی(GARCH) چندمتغیره بصورت تجربی تحلیل شده است. برای این منظور از الگوریتم BHHH(برند، هال، هال و هاسمن) برای برآورد پارامترها با روش حداکثر راست نمایی استفاده شده است. آنگاه ویژگی تصادفی پسماندهای v_t مدل با آماره‌ی لوینگ باکس Q آزمون شده است. نتایج بر اساس داده‌های ماهانه از مهر ۱۳۸۰ تا شهریور۱۳۹۰نشان می‌دهد رابطه بلند مدت معناداری بین نرخ ارز واقعی موثر و شاخص صنعت وجود ندارد. بازار سهام در مقایسه با بازار ارز، نسبت به اطلاعات از حساسیت بیشتری برخوردار است. به دلیل وجود درجه پایینی از نوسانات همزمان در میان این دو بازار، سرمایه‌گذاران می‌توانند با تقسیم سرمایه خود بین ارز و سهام ریسک

حاصل از سرمایه‌گذاری خویش را کاهش دهند. هم چنین نتایج مطالعه بیانگر این است که نوسانات نرخ ارز واقعی باید به عنوان یک متغیر مهم از سوی سیاست گذاران اقتصادی مد نظر قرار گیرد و سیاست های مناسب به منظور ایجاد فضای مطمئن برای تولید و تجارت اتخاذ گردد. سیاست های ارزی، نقدینگی، تورم، نوسانات قیمت نفت و به تبع آن تغییرات درآمدهای نفتی از منابع مهم نوسانات نرخ ارز واقعی در کشور محسوب می شود. با توجه به عدم کارآیی نظام های نرخ ارز ثابت و میخکوب، توصیه می‌شود که تحت یک نظام نرخ ارز شناور، به طراحی سیاست های ارزی، تجاری، پولی و مالی برای کاهش نوسانات نرخ ارز پرداخته شود. از جمله ی این سیاست ها می توان به انضباط پولی و مالی، کنترل نقدینگی، ذخیره سازی درآمدهای مازاد نفتی (برای دوره هایی که کشور با کاهش درآمدهای ارزی مواجه می شود) و مهار تورم اشاره کرد.

با توجه به قابلیت بالای مدل گارچ چندمتغیره در بررسی همزمان اثرات میانگینی و نوسانات بین متغیرها، برای مطالعات بعدی بررسی اثرات متقابل دیگر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد اقتصادی، تورم و غیره در ایران پیشنهاد می‌گردد.

منابع

-Abdolaziz, M.,& Chortareas, G. Cipollin, A. (2008). stock prices, exchange rates oil: evidence ferom middle east oil-exporting countries. http://www.luc.edu/orgs/meea/volume_10/PDFS/Paper 15.

-Aydemir, O.,&Demirhan, E.(2009). The relationship between exchange rates and stock prices evidence from Turkey. *International Research of Finance and Economics*, 23:1450-2887.

-Ajayi, R.A., & Friedman, J., & Mehdian, S.M. (1998). On the relationship between stock returns and exchange rates: tests of Grangercausality. *Global Finance J*. 9 (2): 241–251.

-Aquino, R.(2005). Exchange rate Risk and Philippine stock returns: before and after Asian financial crisis.http://www.upd.edu.ph/~cba/docs/rqa_afe.pdf.

-Atsuyuk, N. (1955). Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market. *Journal of Financial Reserch*. 8: 35–52.

-Bahmani-Oskooee, M.,& Sohrabian, A.(1992). Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. *Appl. Econ*. 24 (4): 459–464.

-Bartov, E., & Bodnar, G.M.(1994). Firm valuation, earnings expectations, and the exchange-rate exposure effect. *J. Finance* ,49:1755–1785.

-Bollerslev,T.(1986).Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. J. *Econometrics* ,31 :307–327.

-Bollerslev, T., & Engle, R.F.,& Wooldridge, J.M. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariances. *J. Political Econ*, 96:116–131.

-Branson, W.H. (1983). Macroeconomic determinants of real exchange risk. In: Herring. *R.J. (Ed.), managing foreign exchange risk. cambridge university, cambridge*, 75: 335–346.

-Chi,J., &Tripe, D.,& Young, M.(2008). Do exchange rates affect the stock performance of Australian Banks?*http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id965599*?

-Chiang, T. C., & Yang, S. Y. (2003). Foreign exchange risk premiums and time-varying equity market risks". *Int. J. Risk Assess. Manage*.4 (4): 310–331.

-Dornbusch, R.,& Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. *Am. Econ. Rev*. 70 (5): 960–971.

-Donnelly, R.,& Sheehy, E. (1996) .The Share price reaction of u.k. exporters to exchange rate movements: an empirical study. *J. Int. Business Stud*, 27: 157–165.

-Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heterskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation..*Econometrica,* 50:987–1007.

-Engle, R.F., & Granger, C.W.J. (1987).Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica,* 55: 251–276.

-Engle, R.F.,& Kroner, K.F. (1995). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory* 11: 122–150.

-Engle, R.F.,& Ng, V.,& Rothschild, M., (1990). Asset Pricing with a Factor Arch Covariance Structure: Empirical Estimates for Treasury Bills. *J. Econometrics* ,45 :213–238.

-Gavin, M. (1989). The stock market and exchange rate dynamics. *J. Int. Money Finance,* 8 (2): 181–200.

-Granger, C.W. J., & Huang, B.-N., & Yang, C.-W. (2000). A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asian flu. *Q. Rev. Econ. Finance*, 40 (3): 337–354.

-Griffin, J. M., & Stulz, R**.** (2001). International competition and exchange rate shocks: a cross-country industry analysis of stock returns. *Rev. Financial Stud*. 14:215–241.

-Hartman, D., & Pierdzioch, C**.** (2007). Nonlinear links between stock returns and exchange rate movements. *MPRA paper*, No.558: posted 07.

-Hua, Z.(2010).Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China. *Research in International Business and Finance* 24: 103-112.

-Kasman, S. (2003). The relationship between exchange rates and stock prices: A causality analysis. *htt://www.sbe.deu.edu.tr/adrgi/2003sayi2PDF/kasman.pdf*

-Kim, K.(2003).Dollar exchange rates and stock price:Evidence from multivariate contegration and error correction model. *Review of Financial Economics*, 13:301-**313.**

-Mishkin, F. S. (2001). The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy. *NBER Working Paper* No 8617.

-Pan, M., & Fok, R.C., & Liu, Y. A. (2007). Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian Markets. *Int. Rev. Econ. Finance*, 16:503–520.

-Ramasamy, B., & Yeung, M**.** (2002). The relationship between exchange rates and stock price: Implications for capital controls. *Asia Pacific J. Econ. Business,* 6 (2): 46–60

-Tabak, B. (2006). The Dynamic relationship between stock prices and exchange rates: Evidence for Brazil. *Banc central do brazil working paper series*, 123.

-Wu, Y**.** (2000). Stock prices and exchange rates in a Vic model—the case of singapore in the 1990s. *J. Econ. Finance*, 24: 260–274.