



بررسی تأثیر شوک‌های بازار ارز بر بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های تغییر رژیم مارکف

عبدالناصر شجاعی^۱ - محسن خضری^۲ - تورج بیگی^۳

تاریخ دریافت: ۹۰/۶/۳ تاریخ پذیرش: ۹۰/۸/۳

چکیده

با استفاده از یک مدل MS-EGARCH(1,1) دو رژیمه و با استفاده از داده‌های ماهیانه سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰، نقش نوسانات بازار ارز در توضیح رفتار بازار سهام، بررسی شده است. نتایج مشاهداتی قوی را از وابستگی بازده بازار سهام به تغییرات رژیم نشان می‌دهد. بر اساس نتایج تخمین رژیم اول مرتبط با رژیم واریانس و میانگین پایین (رکود) و رژیم دوم مرتبط با واریانس و میانگین بالا (رونق) می‌باشد. در رژیم میانگین و واریانس پایین، شوک‌های بازار ارز اثر مثبتی بر واریانس بازده سهام می‌گذارد ولی بر سطح میانگین بازده بازار سهام بی‌تأثیر است؛ اما در رژیم واریانس و میانگین بالا، بر سطح واریانس و میانگین بازده سهام اثر مثبت معنی‌داری ندارد. نتایج فوق نشان دهنده‌ی اثرات نامتقارن شوک‌های بازار ارز بر روی بازده سهام در دو رژیم رکود و رونق آن می‌باشد.

طبقه بندی *JEL*: E32، Q41، G14

واژگان کلیدی: شوک‌های بازار ارز، انتقال رژیم، راه‌گزینی مارکف، بورس اوراق بهادار تهران

^۱ دانشجوی دکتری اقتصاد؛ عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد سمنان a.shojaei@iausdj.ac.ir (مسئول مکاتبات)

^۲ دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس؛ khezri@modares.ac.ir

^۳ دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران؛ toorajbeygi@gmail.com

۱- مقدمه:

بررسی ریسک^۱ در بازارهای مالی از مباحث محوری و اساسی است و ضرورت مطالعه مطالعه این پدیده مهم از اهمیت لازم برخوردار است. مطابق با ادبیات مالی، مدیریت ریسک^۲ زمینه‌ی لازم برای بودجه بندی ریسک^۳، ارزیابی عملکرد مدیران پرتفوی و تعیین استراتژی‌های سرمایه گذاری متناسب با درجه ریسک پذیری سرمایه گذاران را فراهم می‌آورد. مدیریت ریسک کاربرد سیستماتیک سیاست‌های مدیریتی، رویه‌ها و فرآیندهای مربوط به فعالیت‌های تحلیل، ارزیابی و کنترل ریسک است و به عبارتی، مدیریت ریسک فرایندی شامل دو فاز اصلی است؛ (۱) فاز تخمین ریسک شامل شناسایی، تحلیل و اولویت بندی و (۲) فاز کنترل ریسک شامل مراحل برنامه ریزی مدیریت ریسک، برنامه ریزی نظارت ریسک و اقدامات اصلاحی (کواک و اینگال^۴، ۲۰۰۷).

در یک تقسیم بندی، ریسک به دو بخش ریسک سیستماتیک^۵ و غیر سیستماتیک تقسیم می‌شود، ریسک سیستماتیک چگونگی عمل یک سهام را در ارتباط با تغییرات بازار یا اقتصاد نشان می‌دهد، در حالیکه ریسک غیرسیستماتیک به تغییرات بازار یا اقتصاد بستگی ندارد؛ بر این اساس لازمه تخمین دقیق ریسک سیستماتیک در بازار سهام، شناسایی عوامل بازاری یا اقتصادی تأثیرگذار بر قیمت سهام مانند نرخ ارز است. نرخ ارز به عنوان مفصل ارتباطی اقتصادی داخلی و اقتصاد بین المللی از متغیرهای مهم هر نظام اقتصادی به شمار می‌رود و نرخ ارز نیز یکی از شاخص‌های اساسی در تعیین درجه رقابت پذیری بین‌المللی و وضعیت داخلی اقتصاد هر کشور محسوب می‌گردد. آشفتگی و نوسان در عملکرد این شاخص از یک طرف مبین عدم تعادل اقتصاد در تبادل با بقیه کشورها و از سوی دیگر علت بی‌ثباتی بیشتر و فساد مالی در بازار ارز می‌باشد، در ایران به دلیل حجم عمده‌ی درآمد دولت از عایدات صادرات نفت، اهمیت نرخ ارز و سیاست‌های در ارتباط با آن به مراتب بیشتر است بطوریکه تغییرات نرخ ارز می‌تواند متغیرهای اقتصادی از جمله قیمت سهام را تحت تأثیر قرار دهد. در راستای ضرورت فوق برای مدیریت ریسک بازار،

^۱ Risk

^۲ Risk management

^۳ Risk budgeting

^۴ Kwak and ingall

^۵ systematic

در این پژوهش سعی شده است با ارائه مدلی، چارچوبی کاربردی برای تعیین دقیق شوک بازار ارز بر تغییرات قیمت سهام، برای مدیران سهام و سایر سرمایه‌گذاران فراهم آید. پس از ارائه مدل، به آزمایش تجربی دقت مدل فوق در تعیین تأثیرات نوسانات بازار ارز بر نوسانات قیمت بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. اما در روش‌های تئوریکی توافق عامی در مورد نحوه ارتباط بازار ارز و بازار سهام وجود ندارد. روش‌های فوق در دو چارچوب اصلی (۱) روش جریان پولی^۱ که توسط دورنبوش و فیشر^۲ در سال ۱۹۸۰ معرفی شده است و (۲) روش جریان سهام^۳ معرفی شده توسط برانسون^۴ (۱۹۸۳) و فرانکل^۵ (۱۹۸۳) می‌باشند؛ در روش جریان پولی نرخ ارز اساساً به وسیله‌ی تراز حساب جاری یا تراز تجاری کشور تعیین می‌شود، در این مدل فرض شده است که تغییرات نرخ ارز بر روی رقابت بین‌المللی و تعادل تجاری تأثیر می‌گذارد و در نتیجه آن‌ها درآمد و تولید را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهند. روش جریان پولی، وجود ارتباط مثبتی را بین نرخ ارز و قیمت سهام ادعا می‌کند، تضعیف ارزش پول ملی، منجر به قدرت رقابت بیشتر بنگاه‌ها داخلی شده و صادراتشان در تجارت بین‌الملل ارزانتر خواهد شد، در نهایت صادرات بالاتر درآمد داخلی را افزایش داده و قیمت سهام بنگاه‌ها، پس از ارزیابی ارزش‌های کنونی جریان پولی آینده بنگاه‌ها، افزایش خواهد یافت.

تحت روش جریان سهام، نرخ ارز به وسیله عرضه و تقاضای دارایی‌های مالی از قبیل اوراق قرضه و سهام تعیین خواهد شد. به صورت وسیع‌تر، می‌توان دو نوع از مدل‌های ارزش سهام را، شامل مدل تعادل پرتفولیو^۶ و مدل پولی^۷ مشخص کرد؛ مدل تعادل پرتفولیو معرفی شده به وسیله بارونز و هندرسون^۸ (۱۹۸۵) و فرانکل^۹ (۱۹۸۳) که وجود ارتباط منفی بین قیمت سهام و نرخ ارز را ادعا می‌کنند؛ به صورت دقیق‌تر، این مدل‌ها یک پرتفولیوی متفاوت ساخته شده از لحاظ بین‌المللی و تابع حرکات نرخ ارز در تراز عرضه

^۱ Flow-oriented
^۲ Dornbush and Fisher
^۳ stock-oriented
^۴ Branson
^۵ Frankel
^۶ portfolio balance model
^۷ monetary model
^۸ Branson and Henderson
^۹ Frankel

و تقاضای داخلی و دارائی‌های مالی خارجی را بررسی می‌کنند؛ به‌طوری‌که یک افزایش در بازده قیمت سهام داخلی، یک افزایش در ارزش پول داخلی را منتج خواهد شد. دو کانال اصلی (مستقیم و غیر مستقیم) در ادبیات تحقیق تکرار شده است، به‌طوری‌که کانال اصلی بیان می‌کند که افزایش قیمت سهام داخلی، سرمایه‌گزاران بین‌المللی را برای اصلاح انتخاب پرتفولیشان تشویق می‌کند، در این صورت دارائی‌های داخلی بیشتری را خریداری می‌کنند و دارائی‌های خارجی‌شان را می‌فروشند، در این حالت دسترسی به پول رایج داخلی برای خرید دارائی‌های داخلی کاسته می‌شود و ارزش آن افزایش خواهد یافت. در کانال غیر مستقیم، افزایش تقاضا در میان سرمایه‌گذاران داخلی منجر به افزایش نرخ بهره شده و افزایش نرخ بهره نیز تقاضای خارجی‌ان برای پول داخلی را افزایش خواهد داد، که این امر منجر به افزایش ارزش پول ملی خواهد شد. تحت مدل پولی، نرخ ارز در قیمت دارائی‌های مالی تلفیق می‌شود، با این دید که ارزش یک دارائی مالی به وسیله‌ی ارزش فعلی وجوه در گردش پیش‌بینی شده تعیین می‌شود در حالی‌که دینامیک نرخ ارز به وسیله‌ی همه‌ی فاکتورهای اقتصاد کلان که ارزش پیش‌بینی شده را تحت تأثیر قرار می‌دهد، تعیین می‌شود. بنابراین اگر یک فاکتور عمومی بر روی دو متغیر مؤثر باشد، تغییر قیمت سهام ممکن است به عنوان یک عامل اثرگذار باشد و یا اینکه به وسیله‌ی رفتار نرخ ارز تحت تأثیر قرار گرفته باشد. ادبیات تجربی نیز یافته‌های متفاوتی را از ارتباط دینامیک بازار سهام و ارز ارائه می‌کند (هنری^۱، ۲۰۰۹).

در مطالعات تجربی نیز، جورین^۲ (۱۹۹۰ و ۱۹۹۱) بیان داشت که تغییرات نرخ ارز، قدرت پیش‌بینی بازار سهام را ندارند؛ در حالیکه در دیگر مطالعات (یعنی دامس سولنیک^۳ (۱۹۹۵) و رول^۴ (۱۹۹۲))، وجود ارتباط قوی را بین نرخ ارز و نوسانات بازار سهام پیشنهاد می‌کنند، نتایج تجربی دارای عدم توافق عام تئوریک درباره‌ی ارتباط بین بازار سهام و ارز هستند. اگر چه روش‌های اقتصادسنجی پیچیده، در این چارچوب مورد استفاده قرار گرفته شده‌اند، پاسخ این سؤال که آیا نوسانات بازار ارز، رفتار بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهند یا خیر، تا حدی پیچیده است. در حالیکه متدولوژی تجربی بسیار

¹ Henry

² Jorion

³ Dumas and Solnik

⁴ Roll

گسترده است، این مطالعات بر روی حرکات اولیه در ساختار ارتباط دینامیک بین قیمت سهام و نرخ ارز پایه‌ریزی شده‌اند و رفتارهای راه‌گزینی نوسانات بازار سهام را در نظر نگرفته‌اند، به طوریکه مطالعات تجربی بسیار محدودی ارتباط بین نوسانات بازار سهام و نرخ ارز را در حالتی که ممکن است نوسانات بازار بین دو یا چند رژیم تغییر کند مورد بررسی قرار داده‌اند. به طور کلی این مدل‌های راه‌گزینی مارکف نوسانات را بر اساس واریانس‌های غیر شرطی و با توجه به اثرات نااطمینانی ناشی از شوک‌های پیش بینی نشده منبعث از انتقال رژیم محاسبه می‌کند و شوک‌ها را به دو جزء دائمی و موقتی تفکیک کرده و تاثیر آنها را به صورت مجزا نشان می‌دهند و علاوه بر این تاثیر شکست‌های ساختاری و تغییرات رژیم را اعمال می‌نمایند (هولمز^۱، ۲۰۰۰).

هدف اصلی این مطالعه بررسی نحوه اثرات نوسانات بازار ارز بر بازده بازار سهام با یک دید تجربی در قالب یکی از جدیدترین و کارآمدترین مدل‌های تغییر رژیم است. به صورت دقیق‌تر در این تحقیق، مشاهداتی از دوره‌های نوسانات بالا بازده بازار سهام را مشخص کرده و سپس ارتباط چنین نوساناتی با بازار ارز، در یک چارچوب معنی‌داری آماری بررسی می‌شود. روش استفاده شده در این تحقیق بر اساس یک مدل MS-EGARCH دو رژیمه استفاده شده در مطالعه هنری (۲۰۰۹) می‌باشد؛ مدل MS-EGARCH امکان تغییر واریانس را در رژیم‌های مختلف بازده سهام فراهم می‌کند، به طوریکه خروجی زنجیره مارکف^۲ غیر قابل مشاهده فرض شده است. به علاوه فرض شده است که بازده سهام ممکن است در سرتاسر رژیم‌های نوسانات متفاوت که به وسیله فعل و انفعال با نوسانات بازارهای خارجی مشخص شده است حرکت کند. به علاوه بر خلاف مدل‌های MS-GARCH، مدل پیشنهاد شده در این تحقیق، برای تسخیر وابستگی رژیم در اثر، پایداری و جواب نامتقارن به یک شوک کاملاً انعطاف‌پذیر است، به طوریکه واریانس شرطی به شوک‌های گذشته، حال و آینده اقتصاد وابسته است.

مطالعه فوق از دو جنبه از مطالعات گذشته متمایز است، اول اینکه اثر دینامیک شوک بازار برون‌زای ارز بر روی رفتار بازده بازار سهام، با استفاده از یک مدل MS-EGARCH دو رژیمه مشخص شده است. دوم اینکه یک مدل EGARCH در این تحقیق مورد استفاده

¹ Holmes

² Markov chain

قرار گرفته است که امکان استفاده هم زمان از دو نوآوری را در نوسانات فراهم می‌کند، اول تغییر زمانی و عدم تقارن در واریانس شرطی در درون هر رژیم و دوم، وابستگی پایداری اثر و جواب نامتقارن به شوک‌های وابسته به نوسانات بازار سهام (الوی و جمازی، ۲۰۰۹).

۲- پیشینه تحقیق

پیشینه تحقیق مطالعه فوق در دو بخش زیر قابل تقسیم است:

۲-۱: مدل خود رگرسیون راه‌گزینی مارکف (MS-AR)^۱ به صورت گسترده‌ای، برای تسخیر رفتارهای تغییر رژیم در بازار سهام مورد استفاده قرار گرفته است. تورنر و همکاران^۲ (۱۹۸۹) و چن و همکاران^۳ (۱۹۸۹)، اولین کسانی هستند که از مدل MS-AR استفاده کرده‌اند. مطالعه تورنر و همکاران (۱۹۸۹) به وسیله سچالر و نوردن^۴ (۱۹۹۷) بسط داده شد. این مطالعات مشاهدات قوی را در رفتار تغییر رژیم بازده بازار سهام مشاهده کردند. در ارتباط با مطالعه سچالر و نوردن (۱۹۹۷)، هشیاما^۵ (۱۹۹۸) وقوع احتمالی تغییر رژیم را برای بازده بازار سهام پنج کشور توسعه یافته مورد آزمایش قرار داد. او یک رفتار تغییر رژیم را در همه‌ی نوسانات بازار سهام تشخیص داد. مطالعه ماهو و مک‌کاردی^۶ (۲۰۰۰)، بر روی بازار سهام انگلیس تمرکز گرفتند، آن‌ها راه‌گزینی بین دو رژیم (وضعیت بازده پایدار بالا و وضعیت بازده نوسانی پایین) را استنتاج کردند. در مطالعه‌ای مشابه، گدولین و تمیرمن^۷ (۲۰۰۶)، یک مدل MS-AR چند متغیره^۸ را به منظور به کارگیری سرریزهای نوسانات و تغییرات رژیم ارتباط دینامیک بین بازار اوراق قرضه و بازار سهام معرفی کردند. در مطالعات اخیر اسمائیل و اسما^۹ (۲۰۰۸)، یک مدل دو رژیمه را به منظور توضیح رفتار تغییر رژیم در هر دوی میانگین و واریانس در بازار سهام مالزی

^۱ Markov-switching autoregressive models

^۲ Turner et al

^۳ Chen et al

^۴ Schaller and Norden

^۵ Hishiyima

^۶ Maheu and McCurdy

^۷ Guidolin and Timmermann

^۸ multivariate

^۹ Ismail and Isa

معرفی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که مدل MS-AR قادر به تسخیر زمانبندی تغییرات رژیم اتفاق افتاده در طول دوره (۱۹۷۴-۲۰۰۳) به علت شوک نفتی سال ۱۹۷۴، شکست بازار سهام ۱۹۸۷ و بحران مالی آسیا در سال ۱۹۹۷ می‌باشند. مدل MS-AR توسط وانگ و تی‌بالد^۱ (۲۰۰۸)، به منظور تحقیق در باره رفتار راه‌گزینی رژیم در فرآیندهای بازده مولد شش بازار نو ظهور آسیا، در بازه زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ به کار گرفته شد و اثرات آزادسازی مالی مورد بررسی قرار گرفت؛ نتایج مطالعه فوق، مشاهدات قوی را از وجود بیش از یک رژیم در بازار مورد تأیید قرار داد، به علاوه احتمالات شرطی هر رژیم، مشاهدات را در ارتباط با اثرات آزاد سازی مالی نشان داد. در ارتباط با مطالعه وانگ و سبالد (۲۰۰۸)، دیامنتس^۲ (۲۰۰۸)، مدل MS-ARCH-L معرفی شده توسط همیلتون و سسمل^۳ (۱۹۹۴) را به منظور مطالعه شکست‌های ساختاری در نوسانات چهار بازار نو ظهور آمریکای لاتین به کار گرفتند؛ آن‌ها مشاهداتی را مبنی بر رژیم‌های راه‌گزینی نوسانات در این کشورها، در طول دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰ استنتاج کردند. گری^۴ (۱۹۹۵)، راه‌گزینی رژیم در نرخ بهره و نرخ ارز را مورد بررسی قرار داد و یک مدل MS-GARCH را معرفی کرد. دکر^۵ (۱۹۹۷)، یک مدل مشابه را برای بازار سهام انگلیس مورد بررسی قرار داد. در مطالعات جدید نیز باونس و همکاران^۶ (۲۰۰۶)، یک روش بیزین^۷ را به منظور تخمین یک مدل MS-GARCH(1,1) متقارن پیشنهاد کردند. بی و همکاران^۸ (۲۰۰۷)، مدل GARCH آستانه‌ای راه‌گزینی رژیم^۹ را تخمین زدند. هنری (۲۰۰۹) یک مدل MS-EGARCH دو رژیمه را به منظور بررسی ارتباط بین نرخ بهره کوتاه مدت و بازار سهام انگلیس مورد استفاده قرار داد؛ در رژیم اول (بازده کم با واریانس بالا)، مشخص شد که واریانس شرطی بازده سهام، نسبت به تغییر بازده متقارن پایا می‌باشد؛ در حالیکه در رژیم دوم (بازده بالا با واریانس کم)، به شوک در بازده سهام به صورت نا متقارن و بدون

¹ Wang and Theobald

² Diamantis

³ Hamilton and Susmel

⁴ Gray

⁵ Dueker

⁶ Bauwens et al

⁷ Bayesian

⁸ Bae et al

⁹ regime switching threshold GARCH model

پایایی پاسخ می‌دهد؛ به علاوه هنری (۲۰۰۹)، ادعا کرد که حوادث بازار پول، بر روی احتمالات انتقال رژیم در سرتاسر رژیم‌ها اثر دارد.

۲-۲: اثر شوک‌های بازار نرخ ارز بر روی نوسانات بازار سهام نیز ادبیات گسترده‌ای دارد، فیلکتیس و راوازلو^۱ (۲۰۰۵)، دینامیک بلند مدت و کوتاه مدت بین قیمت سهام و نرخ ارز را با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی و آزمون علیت گرینجر چند متغیره^۲ برای برخی از کشورهای حوضه اقیانوس آرام بررسی کردند؛ بر اساس نتایج مطالعه آنها، قیمت سهام و بازار نرخ ارز به صورت مثبت با یکدیگر مرتبط هستند. آلوی^۳ (۲۰۰۷)، طبیعت میانگین، نوسانات و مکانیزم انتقال علیت بین سهام و بازار نرخ ارز را برای آمریکا و برخی از بازارهای اروپایی اصلی، برای دوره قبل و بعد از شکل‌گیری واحد پولی یورو مورد بررسی قرار داد؛ وی با استفاده از مدل EGARCH چند متغیره دریافت که حرکت قیمت سهام دینامیک نرخ ارز را برای دو دوره قبل و بعد از شکل‌گیری واحد پول یورو تحت تأثیر قرار داده است، به علاوه بازار سهام کمتر تحت تأثیر حرکات نرخ ارز بوده است. مون^۴ (۲۰۰۷)، میزان تأثیر نرخ ارز را بر روی بازارهای مالی در دوره‌ی ۱۹۹۰-۲۰۰۳ مورد بررسی قرار داد؛ او دریافت که نوسانات بیشتر نرخ ارز، اساساً نوسانات بازار سهام محلی را افزایش می‌دهد، اما نوسانات بازارهای سهام انگلیس را کاهش می‌دهد، به علاوه نوسانات نرخ ارز در سطوح نرخ ارز بالاتر، ارتباط بین بازارهای سهام محلی و بازار سهام انگلیس را کاهش می‌دهد. یانگ و دنگ^۵ (۲۰۰۴)، یک مدل EGARCH چند متغیره را به منظور تسخیر عدم تقارن در مکانیزم انتقال نوسانات بین قیمت‌های سهام و نرخ ارز برای کشورهای G7 برای دوره‌ی ۱۹۷۹-۱۹۹۹ به کار بستند؛ بر اساس نتایج به دست آمده، تغییرات نرخ ارز یک اثر مستقیم بر روی تغییرات آتی قیمت سهام دارد. در مطالعات جدید نیز، ژو^۶ (۲۰۱۰) ارتباط دینامیک بین نرخ ارز مؤثر واقعی و قیمت سهام چین را با استفاده از یک VAR با یک مدل GARCH چند متغیره بررسی کرد؛ نتایج نشان می‌داد که ارتباط بلند مدت پایداری بین دو بازار مالی وجود ندارد، به علاوه علیت دو سویه بین نوسانات

¹ Phylaktis and Ravazzolo

² multivariate Granger causality

³ Aloui

⁴ Mun

⁵ Yang and Doong

⁶ Zhao

دو بازار مالی در مطالعه فوق آشکار گردید. نینگ^۱ (۲۰۱۰)، ساختار وابسته بین بازار سهام و بازار نرخ ارز را دوره‌ی قبل و بعد از شکل‌گیری واحد پول یورو، با استفاده از داده‌های کشورهای آمریکا، انگلیس، آلمان، ژاپن و فرانسه مورد بررسی قرار داد؛ بر اساس نتایج تحقیق، ارتباط مثبت بین بازار نرخ ارز و بازار سهام در کشورهای مورد بررسی و در دو دوره‌ی مورد مطالعاتی استنتاج شد. دایماندس و دراکس^۲ (۲۰۱۱)، وجود ارتباط دینامیک بین نرخ ارز و قیمت سهام را برای کشورهای آمریکای لاتین مورد بررسی قرار داد؛ نتایج مطالعه فوق نشان می‌دهد که ارتباط بلند مدت معنی‌داری بین بازار سهام محلی و بازار نرخ ارز وجود دارد، اما پایداری ارتباط با وسیله‌ی بحران‌های پولی و مالی، مانند بحران پولی مکزیک در سال ۱۹۹۴ و بحران وام‌های بی‌پشتوانه‌ی ۲۰۰۷-۲۰۰۹ تحت تأثیر قرار گرفته است. کتی^۳ (۲۰۱۰)، با استفاده از یک مدل VAR و داده‌های سال‌های ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۶، ارتباط بین بازار سهام و نرخ ارز مکزیک را مورد بررسی قرار داد، بر اساس نتایج مطالعه فوق، قیمت سهام، علیت گرینجر نرخ ارز در کوتاه مدت است، اما در بلند مدت ارتباط معنی-داری بین این دو بازار وجود ندارد. ایدمر و دمیرهن^۴ (۲۰۰۹)، یک رابطه‌ی علی دو طرفه را بین نرخ ارز و قیمت سهام در ترکیه استنتاج کرد، یو و نیه^۵ (۲۰۰۹) مشاهداتی را از ارتباط بلند مدت و ارتباط علی نامتقارن بین نرخ ارز و قیمت سهام در ژاپن و تایوان استنتاج کرد. علی رغم ادبیات وسیع بررسی ارتباط بین نرخ ارز و قیمت سهام، مطالعات که این بررسی را با استفاده از مدل‌های MS-GARCH و MS-AR انجام داده‌اند بسیار محدود است؛ فلاوین و همکاران^۶ (۲۰۰۸) با استفاده از یک مدل راه‌گزینی مارکوف برای کشورهای شرق آسیا، ارتباط بین بازار ارز و سهام را مورد بررسی قرار داد؛ بر اساس نتایج مطالعه فوق، شوک‌هایی که از هر یک از بازارهای ارز یا سهام سرچشمه گرفته‌اند، بازار دیگر را در طول دوره‌ی متلاطم بازار تحت تأثیر قرار می‌دهند. ولید و همکاران^۷ (۲۰۱۱)، با استفاده از یک مدل MS-EGARCH ارتباط دینامیک بین نوسانات قیمت سهام و نرخ ارز را

^۱ Ning

^۲ Diamandis and Drakos

^۳ Kutty

^۴ Aydemir and Demirhan

^۵ Yau and Nieh

^۶ Flavin and et al

^۷ Walid and et al

در طول دوره‌ی ۱۹۹۴-۲۰۰۹ برای کشورهای نوظهور مورد بررسی قرار دادند؛ نتایج وجود دو رژیم را در هر دوی میانگین و واریانس شرطی بازده سهام مورد تأیید قرار دادند، بر اساس نتایج مطالعه فوق ارتباط بین بازار سهام و نرخ ارز وابسته به رژیم بوده و بازار سهام به صورت نامتقارن به حوادث بازار ارز پاسخ می‌دهند، به طوریکه تغییرات نرخ ارز اثر معنی‌داری بر روی احتمال انتقال در سرتاسر رژیم‌ها دارد.

۳- مبانی نظری

۳-۱- مدل GARCH نمائی راه‌گزینی مارکوف (MS-EGARCH)

بر اساس مطالعات انجام گرفته، در سال‌های اخیر تعدادی از مطالعات تجربی بر روی تغییر رفتار یا شکست ساختاری در متغیرهای اقتصاد کلان تمرکز گرفته‌اند. بحران‌های اقتصادی و بروز جنگ از عواملی هستند که موجب تغییر در فرآیند دینامیک سری‌های زمانی مالی و انگیزه استفاده از مدل‌های تغییر رژیم می‌شوند. همیلتون (۱۹۸۹) یک مدل راه‌گزینی مارکوف برای پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی، به وسیله نشان دادن تغییرات گسسته در میانگین بین رژیم‌های رشد بالا و پایین، به منظور غلبه بر اشکال موجود در فرآیندهای خطی معرفی کرد (مدل‌های $ARMA$ و $ARIMA$ نلسون و پلوسر^۱ (۱۹۸۲)، مدل‌های اجزاء غیر قابل مشاهده واتسون^۲ (۱۹۸۶) و غیره که قادر به توضیح رفتار نامتقارن سیکل‌های تجاری در طول فاز رکود و رونق نبودند (جمازی و آلویی^۳، ۲۰۰۹). کیم و نلسون^۴ (۱۹۹۹) یک مدل تغییر رژیم مارکوف^۵ را برای ناپایداری GDP واقعی، به منظور تسخیر عدم تقارن سیکل‌های تجاری پیشنهاد کردند. بر این اساس در این مطالعه سعی شده است از مدل‌های تغییر رژیم برای ارائه‌ی مدلی جهت بررسی نحوه‌ی اثر گذاری بازار ارز بر بورس اوراق بهادار تهران استفاده شود.

در ابتدا یک مدل $EGARCH(1,1)$ معرفی شده توسط نلسون^۶ (۱۹۹۱) را به صورت رابطه‌ی (۱) و (۲) برای σ_t^2 تعریف می‌کنیم:

¹ Nelson and Plosser

² Watson

³ Jammazi and Aloui

⁴ Kim and Nelson

⁵ Markov Regime Switching

⁶ Nelson

(۱)

$$y_t = f(x_{t-1} \theta) + a_t \quad a_t / I_{t-1} \sim D(0, h_t)$$

(۲)

$$\ln(h_t) = \omega_0 + \varphi \left[\left| \frac{y_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta \frac{y_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$$

در رابطه‌ی (۱)، $f(x_{t-1} \theta)$ میانگین شرطی، x_{t-1} یک بردار از M متغیر توضیحی است که ممکن است شامل $y_{t-1}' s'$ وقفه باشد، φ یک بردار $(M \times 1)$ از پارامتر می‌باشد، I_{t-1} مجموعه اطلاعاتی است که شامل همه‌ی اطلاعات در دسترس در زمان $(t-1)$ می‌باشد، و در نهایت a_t عبارت خطا می‌باشد. هنگامیکه طبق رابطه‌ی (۲)، واریانس شرطی از یک فرآیند EGARCH(1,1) پیروی می‌کند، D عموماً از توزیع t معرفی شده به وسیله‌ی برولسلو^۱ (۱۹۸۷) عموماً استفاده شده است. h_t به عنوان واریانس شرطی تخمین زده شده، اکیداً مثبت بوده و نیازی به محدودیت‌های غیر منفی استفاده شده در تخمین مدل GARCH ندارد. رابطه‌ی (۲) یک اثر نامتقارن اخبار منفی را بر روی واریانس نشان می‌دهد. بر طبق نظر بلک^۲ (۱۹۷۶) و نلسون (۱۹۹۱)، نوسانات بازار سهم به وسیله‌ی افزایش و کاهش قیمت سهام نامتقارن تحت تأثیر قرار می‌گیرد، اثر نامتقارن در نوسانات به وسیله‌ی ضریب γ تسخیر می‌شود، به حساب آوردن این ضریب برای رفع مشکل مدل‌های GARCH به وسیله‌ی لاماورکس و لاستراپس^۳ (۱۹۹۰) معرفی شد؛ بر طبق مطالعه‌ی آنها، درجه‌ی بالاتر ثبات نشان داده شده به وسیله فرآیند GARCH استاندارد، ممکن است در صورت وجود شکست ساختاری تقلبی و اشتباه بود. همیلتون و ساسمل^۴ (۱۹۹۴)، با به کار بستن مدل ARCH راه‌گزینی مارکف (SWARCH) برای داده‌های هفتگی بازده سهام انگلیس، مشاهدات قوی را از تغییرات رژیم در فرآیند ARCH تأیید کردند، به علاوه آنها ادعا کردند که به حساب آوردن تغییرات رژیم، منجر به کاهش قابل ملاحظه در درجه پایداری نوسانات جزء خطا می‌شود؛ بر این اساس همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴) در چارچوب مدل تغییرات رژیم، تابع واریانس شرطی را با فرض واریانس شرطی وابسته به

¹ Bollerslev

² Black

³ Lamoureux and Lastrappe

⁴ Hamilton and Susmel

وضعیت‌های اقتصاد اصلاح کردند. بر طبق نظر هنری (۲۰۰۹)، مدل $MS-EGARCH(1,1)$ اولیه می‌تواند به صورت رابطه‌ی (۳) و (۴) اصلاح شود:

(۳)

$$y_t = \mu_{t|t-1} + a_t \quad a_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{t|t-1})$$

(۴)

$$\ln(h_{t|t-1}) = \omega_t + \varphi_s \left[\left| \frac{a_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1|t-2}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_t \ln(h_{t-1|t-2}) + \delta_t \frac{a_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1|t-2}}}$$

بر خلاف مدل SWARCH معرفی شده به وسیله‌ی ، مدل MS-EGARCH تضمن می‌کند که واریانس شرطی $h_{t|t-1}$ بدون استفاده از قید غیر منفی، با استفاده از ساختارش مثبت باشد. با فرض دو رژیم ($i = 2$)، رژیم‌ها به وسیله متغیر پنهان S_t نشان داده می‌شود، به طوریکه S_t وابسته به وضعیت اقتصاد بوده و دوره‌های رکود مقدار صفر و در دوره‌های رونق مقدار یک را می‌گیرد. انتقال بین رژیم‌ها به وسیله‌ی یک فرآیند مارکف مرتبه اول معرفی شده به وسیله‌ی همیلتون (۱۹۸۹) کنترل می‌شود و به صورت رابطه‌ی (۵) است:

(۵)

$$\begin{aligned} P(s_t = 0 / s_{t-1} = 0) &= P_{00} \\ P(s_t = 0 / s_{t-1} = 1) &= 1 - P_{11} \\ P(s_t = 1 / s_{t-1} = 0) &= 1 - P_{00} \\ P(s_t = 1 / s_{t-1} = 1) &= P_{11} \end{aligned}$$

در رابطه‌ی (۵)، رژیم رایج S_t به رژیم دوره‌ی گذشته S_{t-1} وابسته است، به علاوه p احتمال آنکه اقتصاد در زمان t ، از وضعیت یک (یا صفر) به وضعیت صفر (یا یک) تغییر کند را نشان می‌دهد. این احتمالات انتقال را می‌توان در یک ماتریس (2×2) به صورت خلاصه کرد که در آن مجموع احتمالات برابر یک است. بر طبق نظر همیلتون و ساسمل (۱۹۹۴)، کای^۱ (۱۹۹۴) و هنری (۲۰۰۹)، با فرض اینکه احتمالات انتقال اولیه ثابت باشد، فرم تابعی آن‌ها به صورت رابطه‌ی (۶) است:

^۱ Cai

(۶)

$$p_{00} = \frac{\varepsilon(\theta_{00})}{1+\varepsilon(\theta_{00})} \quad \text{and} \quad p_{11} = \frac{\varepsilon(\theta_{11})}{1+\varepsilon(\theta_{11})}$$

بر طبق نظر همیلتون (۱۹۸۹) و گری (۱۹۹۵)، مدل MS-EGARCH می‌تواند با استفاده از تکنیک‌های حداکثر راست‌نمایی^۱ تخمین زده شود. همانطور که بالا ذکر شد، بر عکس مدل‌های MS-GARCH، مدل انتخاب شده در این تحقیق، به علت اینکه واریانس شرطی به شوک‌های گذشته، حال و وضعیت گذشته اقتصاد وابسته است، در تسخیر رژیم وابسته به اثر^۲، ثبات^۳ و جواب نامتقارن به یک شوک کاملاً انعطاف پذیر می‌باشد (هنری، ۲۰۰۹). در آنالیز این تحقیق مانند مطالعه‌ی آلوی و جمازی (۲۰۰۹)، متغیر اطلاعات شوک‌های بازار نرخ ارز می‌باشد که میانگین و واریانس بازده سهام را به صورت غیر خطی در رژیم‌های مختلف بازده سهام تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر این اساس مدل MS-EGARCH(1,1) به صورت رابطه‌ی (۷) و (۸) بازنویسی می‌شود:

(۷)

$$y_t = \mu_{t,t} + \eta_t x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{t,t})$$

(۸)

$$\ln(h_{t,t}) = \omega_t + \varphi_t \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t,t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_t \ln(h_{t,t-1}) + \delta_t \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t,t-1}}} + \lambda_t x_{t-1}$$

در رابطه‌ی (۷) و (۸)، x_{t-1} تغییرات نرخ ارز غیر رسمی در دوره‌ی $t-1$ می‌باشد.

۴- تجزیه و تحلیل نتایج

۴-۱- داده‌ها و متغیرهای تحقیق

در این مقاله از داده‌های ماهیانه نرخ ارز غیر رسمی (بازار آزاد) و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران (TEPIX)^۴ سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ استفاده شده است.

¹ Maximum Likelihood

² impact

³ persistence

⁴ Tehran Exchange Price Index

متغیرهای فوق به ترتیب از بانک مرکزی و صندوق بین‌المللی پول تهیه شده‌اند. تغییرات قیمت ارز غیر رسمی در هر دوره نسبت به دوره قبل، به عنوان شوک بازار ارز در نظر گرفته شده است، به علاوه با استفاده از رابطه (۱)، لگاریتم نسبت شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران در هر دوره نسبت به دوره قبل در صد ضرب شده و به عنوان بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفته شده است (الوی و جمازی، ۲۰۰۸).

(۹)

$$r_t = 100 \times \ln\left(\frac{TEPIX_t}{TEPIX_{t-1}}\right)$$

۴-۲- تشخیص تغییرات رژیم

به این دلیل که تشخیص تعداد رژیم‌های مدل‌های مارکوف از طریق آزمون نرخ راست نمایی عمومی^۱ یا تست والد^۲ به این دلیل که توزیع مجانبشان^۳ غیر استاندارد است امکان پذیر نیست. برای حل این مشکل ما از تست نرخ راست نمایی معرفی شده به وسیله‌ی گارسیا و پرون^۴ (۱۹۹۶) استفاده کرده‌ایم. بر این اساس فرض صفر عدم تغییر در نوسانات بازده سهام به وسیله یک فرآیند EGARCH(1,1) (یک رژیمه) در مقابل یک ساختار MS-EGARCH که شامل تغییر در نوسانات بازده سهام است (دو رژیمه) مورد آزمون قرار گرفته است. قابل ذکر است که میانگین و واریانس به صورت جداگانه تخمین زده شده است. با استفاده از مقادیر بحرانی آکائیک^۵ (۱۹۷۴)، هنان کوئین^۶ (۱۹۷۹) رتبه خود رگرسیون در تابع میانگین، صفر تعیین شده و برای تابع واریانس مدل EGARCH(1,1) سری بازده سهام را خوب توصیف می‌کند. آماره تست LR به وسیله رابطه‌ی $LR=2|\ln|L_{MS-EGARCH}-\ln L_{EGARCH}|$ تعیین شده و ارزش بحرانی مبتنی بر ارزش P داویس^۷ (۱۹۸۷) که به وسیله گارسیا و پرون پیشنهاد شده است می‌باشد. نتایج در جدول (۱) قابل مشاهده است. بر اساس نتایج جدول (۱) تست نرخ راست نمایی مدل MS با احتمالات انتقال ثابت شده و شامل دو رژیم، بالاتر از مدل EGARCH(1,1) برای بازده بازار سهام می‌باشد.

¹ Usual likelihood ratio

² Wald tests

³ Asymptotic distributions

⁴ Garcia and Perron

⁵ Akaike

⁶ Hannan and Quinn

⁷ Davies

بنابراین ما قادر به رد فرض صفر مبنی بر عدم تغییر در رژیم با سطح معنی‌داری ۱ درصد می‌باشیم. بنابراین واضح است که نتایج قوی از تغییر رژیم در نوسانات بازار سهام وجود دارد؛ بنابراین نوسانات بازار سهام به وسیله مدل MS-EGARCH دو رژیمه بهتر توصیف می‌شود. نتایج فوق با نتایج مطالعات هنری^۱ (۲۰۰۹) و آلوی و جمازی (۲۰۰۹) سازگار است.

جدول ۱: تست LR بررسی حال خطی بودن بازده بازده سهام

	$\ln L$	LR
خطی $EGARCH(1,1)$	۲۲۱/۱۶۱	$\chi^2 = 12.35^{***}$
$MS-EGARCH(1,1)$	۲۲۷/۳۳۷	

***: در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

مأخذ: محاسبات محققان

۴-۳- مدل MS-EGARCH با احتمالات انتقال ثابت شده

در این بخش نتایج تخمین مدل MS-EGARCH(1,1) تک متغیره^۲ با احتمالات انتقال ثابت شده، برای بازار بورس اوراق بهادار تهران ارائه شده است. همه پارامترهای در توابع میانگین و واریانس وابسته به رژیم بوده (اجازه داده شده است که در رژیم‌های مختلف تغییر کنند). یکی از ویژگی‌های مدل‌های تغییر رژیم ارائه شده، تغییر رژیم هم‌زمان اثرات عدم تقارن^۳ و ARCH می‌باشد. ویژگی دیگر مدل‌های تغییر رژیم این است که رژیم‌های فرض شده است که به وسیله اقتصادسجندان قابل مشاهده نیستند، اما می‌تواند در فرآیند تخمین تشخیص داده شود. پس از تخمین مدل، ضرایب اثرات عدم تقارن δ_1 و δ_0 بی‌معنی تشخیص داده شد؛ بر این اساس نتایج حاصل از تخمین با حذف ضرایب اثرات نامتقارن در جدول (۲) قابل مشاهده است:

¹ Henry

² univariate

³ asymmetry effects

جدول ۲: نتایج تخمین مدل MS-EGARCH(1,1) تک متغیره متغیر بازده سهام

$$y_t = \mu_{1t} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{1,t})$$

$$\ln(h_{1,t}) = \omega_0 + \varphi_1 \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{1,t-1}}} - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_1 \ln(h_{1,t-1}) + \delta_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{1,t-1}}}$$

μ_0	-۰/۰۰۴۸۳ -۱/۳۷۴*
μ_1	۰/۰۳۲ ۸/۰۱۲***
ω_0	۷/۴۱۲ ۱۵/۳۸***
ω_1	۸/۹۳۷ ۱۷/۶۷***
φ_0	۰/۰۵۹۴ ۱/۱۹
φ_1	۰/۸۸۳۹ ۱۲/۵۲***
β_0	۰/۹۹۳۷ ۲/۳۶**
β_1	۱/۳۲۸۴ ۵/۷۹***
θ_0	۰/۳۳۰۴ ۳/۰۹***
δ_0	-۴/۱۰۹ -۳/۵۳***
p_{00}	۰/۹۶۵۴
p_{11}	۰/۹۸۳۸
Log-likelihood	۲۲۷/۳۳۷
$Q^2(12)$	۱۱/۵۰۷

***: در سطح ۰.۱٪ معنی دار است؛ **: در سطح ۰.۵٪ معنی دار است؛ **: در سطح ۰.۱۰٪

معنی دار است

مأخذ: محاسبات محقق

هر یک از دو رژیم تشخیص داده شده برای بازده بازار سهام تفسیر اقتصادی مشخصی دارد، برای این اساس شرح نتایج تخمین که در جدول (۲) ارائه شده است به شرح زیر است:

۱. بر اساس نتایج حاصل از تخمین دو نوع از رژیم، اول رژیمی که رفتار بازار سهام را در وضعیت رکود^۱ با بازده انتظاری پایین و نوسان پایین و دوم رژیمی که رفتار بازار سهام را در یک وضعیت رونق^۲ با بازده انتظاری بالا و نوسان بالا تشخیص داده شد. بر اساس نتایج جمله ثابت میانگین و واریانس شرطی رژیم یک بالاتر از رژیم صفر است. میانگین بازدهی در طول وضعیت رکود (μ_0) درصد برای هر ماه $0/0048$ - تخمین زده شده است و به صورت معنی داری متفاوت از صفر است، به علاوه در رژیم یک، مقدار آن (μ_1) به $0/032$ افزایش یافته است.
۲. به منظور تشخیص اینکه کدام رژیم پایدارتر است، نیاز به تفسیر احتمالات تخمین زده شده است. بر اساس نتایج تخمین احتمالات انتقال p_{00} و p_{11} ، هر دو برای بازده سهام کاملاً معنادار هستند. بر اساس نتایج احتمالات ماندن در رژیم صفر (p_{00} در حدود $0/9654$) است کوچک‌تر از احتمال ماندن در رژیم یک (p_{11} در حدود $0/9838$) و بزرگی مقدار آن‌ها دلالت بر این دارد که تنها یک حادثه شدید می‌تواند بازده سهام یا سری نوسانات بازده سهام بورس اوراق بهادار را از رژیم یک به رژیم صفر انتقال دهد (و برعکس).
۳. پارامترهای β_0 و β_1 مدل EGARCH، که پایداری در واریانس شرطی را تسخیر می‌کند، برای بازده سهام معنی دار می‌باشد. همانطور که ذکر شد ضرایب اثرات نامتقارن δ_1 و δ_0 بازده بازار سهام بی معنی بوده و از مدل حذف شده است، بی معنی بودن ضرایب فوق نشان می‌دهد که بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران به صورت متقارن به تغییرات مثبت و منفی عکس‌العمل نشان می‌دهد.
۴. به منظور بررسی این موضوع که آیا واریانس راه‌گزینی مارکوف بیشتر دینامیک سری زمانی بازده سهام را تسخیر می‌کند یا خیر، تست تشخیصی باکی-پیرس (B-P)^۳ با رتبه

¹ recession
² expansion
³ Box-Pierce

۱۲ برای مجذور جملات خطای استاندارد شده^۱ مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج تست در جدول (۲) قابل مشاهده است. بر اساس نتایج، فرض صفر برای نبود همبستگی سریالی^۲ در مجذور خطاها (با رتبه ۱۲) پذیرفته می‌شود که این نشان دهنده‌ی ناهمسانی واریانس^۳ باقیمانده در جزء خطا می‌باشد. این نتایج نشان می‌دهد که مدل راه‌گزینی مارکوف دو رژیمه یک تقریب قابل قبول را در ناهمسانی واریانس بازده سهام ارائه می‌کند.

۵. مزیت دیگر مدل‌های مارکوف این است که احتمالات رژیم‌های شرطی در رژیم صفر و یک را در زمان t فراهم می‌کند. در ادبیات مدل‌های تغییر رژیم تخمین زده شده، دو احتمال شرطی متفاوت مورد توجه است. احتمالات فیلتر شده^۴ که بیشتر در زمان پیش‌بینی مورد استفاده قرار می‌گیرد و احتمالات صاف شده^۵ که بیشتر به منظور تصمیم‌گیری در زمانی که تغییرات رژیم رخ می‌دهد مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ به طوری که احتمالات فیلتر شده مبتنی بر اطلاعات موجود در زمان t می‌باشند $(Pr[S_t=1/\Phi_{t-1}])$ و احتمالات صاف شده که مبتنی بر نمونه کامل می‌باشند $(Pr[S_t=1/\Phi_t])$ ، به طوری که احتمالات صاف شده به منظور درک بیشتر تفسیر اقتصادی که با استفاده از پارامترهای تخمین زده شده ایجاد شده است سودمند می‌باشد (آلوی و جمازی، ۲۰۰۹).

به منظور تفسیر بهتر دو رژیم، در شکل (۱)، احتمالات صاف شده برای مدل MS-EGARCH(1,1) با دو رژیم بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران ارائه شده است. به منظور آنالیز فازهای نوسانات، در مقاله آلوی و جمازی (۲۰۰۹)، یک رکود (رونق) در زمان t هنگامی که احتمالات شرطی در رژیم صفر (یا یک) بالاتر از ۰.۵۰ (پایین‌تر از ۰.۵۰) هستند تفسیر شده است، به طوری که:

✓ اقتصاد در رژیم صفر خواهد بود هنگامی که $P_i(s_i=0) > 0.5$.

✓ اقتصاد در رژیم یک خواهد بود هنگامی که $P_i(s_i=1) < 0.5$.

¹ standardized residuals

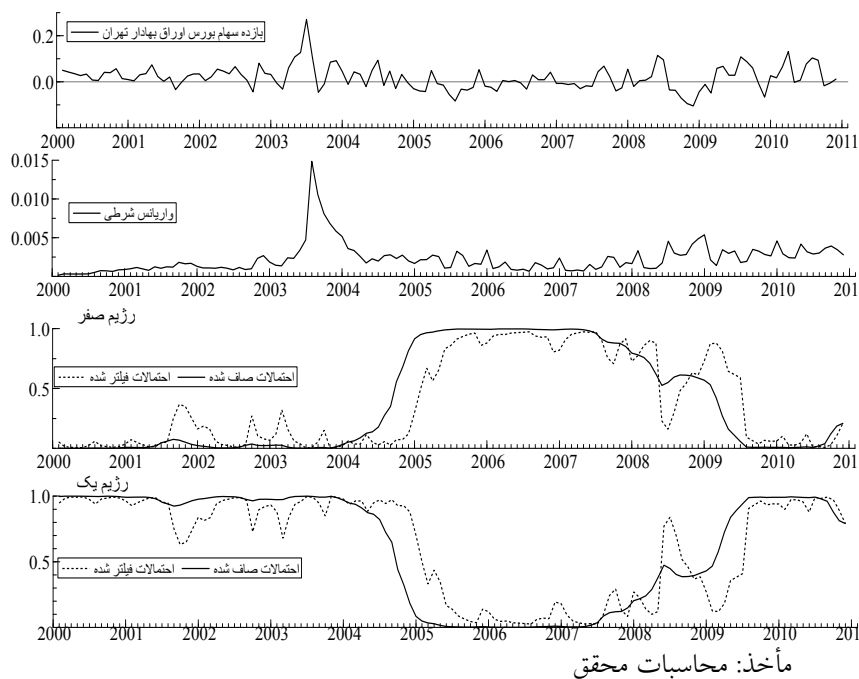
² serials correlation

³ heteroscedasticity

⁴ filter probability

⁵ smoothed probability

شکل ۱: احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل
 $MS-EGARCH(1,1)$ تک متغیره متغیره بازده سهام



بر اساس شکل (۱)، هرچه احتمال رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن بازده بازار سهام در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است. یافته‌ها نشان می‌دهد که مدل MS-EGARCH در تسخیر مسیر تغییرات سری بازده سهام در هر دو حالت رژیم صفر و یک خوب عمل می‌کند. به علاوه شکل (۱) نشان می‌دهد که واریانس در بین دو رژیم، مطابق با وضعیت واریانس بالا و میانگین بالا (یا فاز رونق) و وضعیت واریانس پایین و بازده پایین (یا فاز رکود) تغییر می‌کند.

۴-۳- اثر شوک‌های بازار ارز و رفتار نوسانات بازده سهام در رژیم‌های رکود و رونق

در این بخش ما متغیر شوک ارز بازار غیر رسمی را در تابع میانگین و واریانس مدل MS-EGARCH وارد می‌کنیم. هدف اصلی ما این است که بررسی کنیم که آیا شوک‌های

بازار ارز به بازده سهام مرتبط است و آیا می‌تواند تغییرات رفتاری در بازده سهام را توضیح دهد یا خیر. برای این منظور مدل MS-EGARCH با احتمالات انتقال ثابت شده^۱ بسط داده شده است. شمول متغیر شوک بازار ارز در تابع میانگین بی معنا تشخیص داده شد و با حذف تابع میانگین تنها در تابع واریانس وارد شده است. به منظور تعیین اینکه شوک‌های بازار ارز بر روی بازده بازار سهام تأثیر گذار است یا خیر، ارزش راست نمایی دو مدل در حالت وجود یا عدم وجود شوک بازار ارز مورد مقایسه قرار گرفته است.

جدول ۳: تست LR بررسی تأثیر یا عدم تأثیر متغیر وقفه اول شوک نرخ ارز بر روی بازده

سهام

	$\ln L$	LR
یک متغیره $MS-EGARCH(1,1)$	۲۲۷/۳۳۷	
با شمول وقفه اول متغیر شوک نرخ ارز $MS-EGARCH(1,1)$	۲۳۰/۴۱	$\chi^2 = 6.14^{***}$

***: در سطح ۱٪ معنی دار می‌باشد.

مأخذ: محاسبات محققان

نتایج تست نشان می‌دهد که مدل $MS-EGARCH(1,1)$ با شمول متغیر شوک بازار ارز و احتمالات انتقال ثابت شده، نرخ راست نمایی بالاتری در مقایسه به مدل $MS-EGARCH(1,1)$ تک متغیره دارد و مدل $MS-EGARCH(1,1)$ تک متغیره در سطح معنی داری ۱ درصد رد می‌شود. این یافته‌ها مشاهداتی را مبنی بر اثرگذاری معنی دار شوک‌های بازار ارز بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران فراهم می‌کند. در جدول (۴)، نتایج تخمین مدل $MS-EGARCH(1,1)$ با احتمالات انتقال ثابت شده محاسبه شده است.

^۱ Fixed Transition Probabilities

جدول ۲: نتایج تخمین مدل MS-EGARCH(1,1) با شمول وقفه اول متغیر تغییرات نرخ

ارز غیر رسمی

$$y_t = \mu_{it} + \eta_t x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{t,t})$$

$$(h_{t,t}) = \omega_t + \varphi_t \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t,t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_t \ln(h_{t,t-1})$$

$$+ \delta_t \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t,t-1}}} + \lambda_t x_{t-1}$$

μ_0	۰/۰۰۱۴۷ ۱/۱۲۵
μ_1	۰/۰۳۳۷ ۱۵/۵۸ ***
ω_0	۷/۸۰۶ ۱۴/۶۹ ***
ω_1	۸/۷۷۸ ۱۳/۸۰۱ ***
φ_0	-۰/۰۱۳۷ -۱/۰۴۳
φ_1	۰/۸۶۶ ۹/۰۶۴ ***
β_0	۰/۶۰۹ ۱/۹۷۷ **
β_1	۱/۳۵۷ ۵/۸۶ ***
λ_0	۰/۰۲۵ ۱/۷۹۶ *
λ_1	۰/۰۰۱۵۴ ۱/۰۴۵
θ_0	۳/۸۵۳ ۲/۰۶ **
δ_0	-۳/۲۱۶ -۲/۶۴ ***

p_{00}	۰/۹۶۱۴
p_{11}	۰/۹۷۹۲
Log-likelihood	۲۳۰/۴۱
$Q^2(12)$	۹/۵

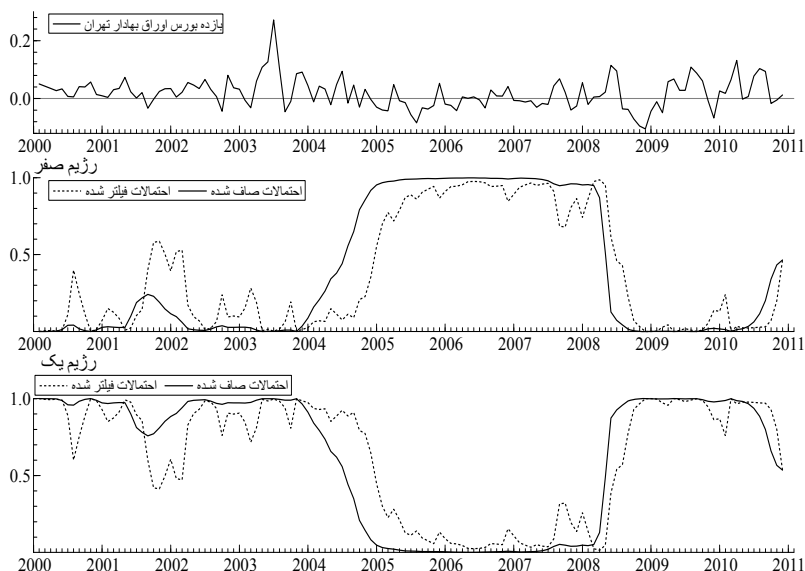
***: در سطح ۱٪ معنی دار است، **: در سطح ۵٪ معنی دار است، *: در سطح ۱۰٪

معنی دار است

مأخذ: محاسبات محققان

نتایج تخمین برای مدل صفر مرتبط با رژیم واریانس پایین و میانگین پایین بوده و رژیم یک مرتبط با واریانس بالا و میانگین بالا می‌باشد. بر اساس نتایج جدول (۴) ضرایب تخمین زده شده شوک بازار ارز در مدل واریانس، تنها در رژیم صفر مثبت و معنی دار می‌باشد. بر اساس نتایج تخمین در رژیم میانگین و واریانس پایین (رکود)، شوک‌های بازار ارز بر سطح میانگین بازده سهام بی‌تأثیر هستند اما اثر مثبت بر واریانس بازده سهام می‌گذارد ($\lambda_0 = 0.25$)؛ اما در رژیم واریانس و میانگین بالا، بر سطح واریانس و میانگین بازده سهام اثر مثبت معنی داری ندارد. نتایج فوق نشان دهنده‌ی اثرات نامتقارن شوک‌های بازار ارز بر روی بازده سهام در دو رژیم رکود و رونق آن می‌باشد. نتایج تست تشخیصی باکی-پیرس (B-P) با رتبه ۱۲ برای مجذور خطاها (با رتبه ۱۲) در جدول (۴) ارائه شده است. این نتایج نشان می‌دهد که مدل راه‌گزینی مارکوف دو رژیمه یک تقریب قابل قبول را در ناهمسانی واریانس بازده سهام ارائه می‌کند. در شکل (۲)، احتمالات صاف شده برای مدل MS-EGARCH(1,1) با دو رژیم بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران و شمول وقفه اول متغیر شوک بازار ارز غیر رسمی ارائه شده است.

شکل ۲: احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل MS-EGARCH(1,1) با شمول وقفه اول شوک بازار ارز غیر رسمی



مأخذ: محاسبات محققان

بر اساس شکل (۲)، هرچه احتمال رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن بازده بازار سهام در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است. یافته‌ها نشان می‌دهد که مدل MS-EGARCH با شمول وقفه اول متغیر شوک بازار ارز غیر رسمی، نسبت به مدل MS-EGARCH تک متغیره، در تسخیر مسیر تغییرات سری در هر دو حالت رژیم صفر و یک خوب بهتر عمل می‌کند. به علاوه شکل (۲) نشان می‌دهد که واریانس در بین دو رژیم، مطابق با وضعیت واریانس بالا و میانگین بالا (یا فاز رونق) و وضعیت واریانس پایین و بازده پایین (یا فاز رکود) تغییر می‌کند.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در این مطالعه نقش نوسانات بازار سهام در توضیح رفتار بازار سهام، با استفاده از داده‌های ماهیانه سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ بررسی شده است. روش تجربی مطالعه حاضر

مبتنی بر مدل MS-EGARCH(1,1) دو رژیمه می‌باشد. این مدل بر اساس این حقیقت که ما را قادر در به حساب آوردن دو نوع اصلی تغییرات در بازار سهام می‌سازد تعیین شده است، اول اینکه ما را قادر به راه‌گزینی بین دو رژیم واریانس و میانگین پایین و رژیم واریانس و میانگین بالا می‌سازد و دوم اینکه ما را قادر به بررسی تغییرات زمانی و عدم تقارن در واریانس شرطی در هر رژیم می‌کند. با شمول متغیر نوسانات نرخ ارز غیر رسمی، نتایجی به شرح زیر استنتاج شده است:

مدل MS-EGARCH(1,1) ارائه شده با راه‌گزینی در میانگین و واریانس، یک تقریب آماری بهتری را در داده‌ها نشان می‌دهد. نتایج مشاهداتی قوی را از وابستگی بازده بازار سهام به تغییرات رژیم نشان می‌دهد. رژیم اول مرتبط با رژیم واریانس و میانگین پایین بوده و رژیم دوم مرتبط با واریانس و میانگین بالا می‌باشد.

نتایج نشان دهنده‌ی این است که نوسانات نرخ ارز در ایران عامل ایجاد نوسانات شدید در بازار سهام ایران نبوده و چنین نوساناتی وابسته به متغیرهای دیگر است، بررسی اینکه چه متغیرهایی قادر به توضیح رفتار بازار سهام در شرایط واریانس و میانگین بالا هستند می‌تواند موضوع مطالعات دیگر قرار گیرد، اما آنچه که قابل ملاحظه است، نقش مثبت نوسانات بازار ارز در توضیح شرایط واریانس پایین در بازار ارز می‌باشد، نتایج بیان‌کننده‌ی نقش محدود نوسانات بازار ارز در شکل‌گیری مسیر تغییرات بازده بازار سهام ایران و اثرات نوسانات بازار ارز غیر رسمی در شکل‌گیری نوسانات مثبت و کوچک در بازار ارز دارد، توضیح چنین اثری مثبتی می‌تواند در چارچوب مدل جریان پولی توضیح داده شود، در این مدل فرض شده است که تغییرات نرخ ارز بر روی رقابت بین‌المللی و تعادل تجاری تأثیر می‌گذارد و در نتیجه آن‌ها درآمد و تولید را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهند. روش جریان پولی، وجود ارتباط مثبتی را بین نرخ ارز و قیمت سهام ادعا می‌کند، تضعیف ارزش پول ملی، منجر به قدرت رقابت بیشتر بنگاه‌ها داخلی شده و صادراتشان در تجارت بین‌الملل ارزانتر خواهد شد، در نهایت صادرات بالاتر درآمد داخلی را افزایش داده و قیمت سهام بنگاه‌ها، پس از ارزیابی ارزش‌های کنونی جریان پولی آینده بنگاه‌ها، افزایش خواهد یافت. البته باید توجه داشت که بیان این جمله که تضعیف ارزش پول ملی، منجر به قدرت رقابت بیشتر بنگاه‌ها داخلی می‌شود تنها در مورد صنایعی که تولید آن‌ها وابسته

به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای نباشد صادق می‌باشد (مانند صنایع معدنی)؛ و شاید دلیل اثرات نه چندان معنی‌دار نوسانات نرخ ارز بر بازده بازار سهام ایران، نوسانات نامتقارن نرخ ارز بر روی صنایع موجود در بازار سهام کشور باشد، بنابراین با توجه به وابستگی اکثر صنایع داخلی به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، برآیند اثرات مثبت و منفی نوسانات نرخ ارز بر روی چنین صنایعی نامشخص است، بررسی اثرات نوسانات نرخ ارز بر روی شاخص صنایع موجود در کشور با استفاده از مدل MS-EGARCH می‌تواند موضوع تحقیقات آتی قرار گیرد.

۶- منابع و مأخذ

- 1) Aloui, C., 2007. Price and volatility spillovers between exchange rates and stock indexes for the pre- and post-euro period. *Quantitative Finance* 7, 1-17.
- 2) Aloui, C., Jammazi, R., 2009. The Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Shifts Behavior: A Regimeswitching Approach. *Energy Economics* 31(5), 789-799.
- 3) Aloui, C., Jammazi, R., Dhakhlaoui, I., 2008. Crude Oil Volatility and Stock Market Returns. *Journal of Energy Markets* 1, 69-96.
- 4) Aydemir, O., Demirhan, E., 2009. The relationship between stock prices and exchange rates: evidence from Turkey. *International Research Journal of Finance and Economics* 23, 207-215.
- 5) Bauwens, L., Preminger, A., Rombouts, J.V.K., 2006. Regime Switching GARCH Models. CORE Discussion Paper, no. 2006-11.
- 6) Blanchard, O.J., Gali, J., 2007. The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why are 2000s so Different from the 1970s? National Bureau of Economic Research. Working Paper 13368.
- 7) Branson, W.H., 1983. Macroeconomic determinants of real exchange risk. In: Herring, R.J. (Ed.), *Managing Foreign Exchange Risk*. Cambridge University Press, Cambridge. 1983.
- 8) Branson, W.H., Henderson, D.W., 1985. The specification and influence of assets markets. In: Jones, R.W., Kenen, P.B. (Eds.), *Handbook of International Economics*, 2. Amsterdam, Elsevier.
- 9) Cai, J., 1994. A Markov model of unconditional variance in ARCH. *Journal of Business and Economic Statistics* 12, 309-316.
- 10) Chu, C.S.J., Santoni, G., Liu, T., 1996. Stock market volatility and regime shifts in the return. *Information Science* 94, 179-190.
- 11) Chen, N.F., Roll, R., Ross, S.A., 1986. Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business* 59, 383-403.
- 12) Diamantis, P.F., 2008. Financial liberalization and changes in the dynamic behaviour of emerging market volatility: evidence from four

- Latin American equity markets. *Research in International Business and Finance* 22, 362–377.
- 13) Diamandis, P.F., Drakos, A.A., 2011. Financial liberalization, exchange rates and stock prices: exogenous shocks in four Latin America countries. *Journal of Policy Modeling* 33, 381–394.
 - 14) Dornbush, R., Fisher, S., 1980. Exchange rates and the current account. *The American Economic Review* 70, 960–971.
 - 15) Dueker, M., 1997. Markov switching GARCH processes and mean reverting stock market volatility. *Journal of Business and Economic Statistics* 15, 26–34.
 - 16) Dumas, B., Solnik, B., 1995. The world price of foreign exchange risk. *Journal of Finance* 50, 445–477.
 - 17) Edwards, S., Susmel, R., 2003. Interest-rate volatility in emerging markets. *The Review of Economics and Statistics* 85, 328–348.
 - 18) Flavin, T.J., Panopoulou, E., Unalmis, D., 2008. On the stability of domestic financial market linkages in the presence of time-varying volatility. *Emerging Markets Review* 9, 280–301.
 - 19) Filardo, A.J., 1994. Business-cycle phases and their transitional dynamics. *Journal of Business and Economic Statistics* 12, 299–308.
 - 20) Filardo, A.J., Gorgon, S.F., 1998. Business cycle durations. *Journal of Econometric* 85, 99–123.
 - 21) Frankel, J., 1983. Monetary and portfolio balance models of exchange rate determination. In: Bhandari, J., Putnam, B. (Eds.), *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*. MIT Press, Cambridge, MA, pp. 84–114.
 - 22) Garcia, R., Perron, P., 1996. An analysis of the real interest rate under regime shifts. *Review of Economics and Statistics* 78, 111–125.
 - 23) Gray, S.F., 1995. An analysis of conditional regime-switching models. Working Paper, Fuqua School of Business, Duke University.
 - 24) Guidolin, M., Timmermann, A., 2006. An econometric model of nonlinear dynamics in the joint distribution of stock and bond returns. *Journal of Applied Econometrics* 21, 1–22.
 - 25) Hamilton, J.D., 1983. Oil and the Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy* 91, 228–248.
 - 26) Hamilton, J.D., 1989. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica* 57, 357–384.
 - 27) Hamilton, J.D., 1996. Specification testing in Markov-switching time series models. *Journal of Econometrics* 70, 127–157.
 - 28) Hamilton, J.D., 2003. What is an oil shock? *Journal of Econometrics* 113, 363–398.
 - 29) Hamilton, J.D., 2008. Oil and the macroeconomy, In: Durlauf, S., Blume, L. (Eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd Ed. Palgrave MacMilan Ltd.

- 30) Hamilton, J.D., Susmel, R., 1994. Autoregressive conditional heteroscedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics* 64, 307-333.
- 31) Hammoudeh, S., Choi, K., 2007. Characteristics of permanent and transitory returns in oil-sensitive emerging stock markets: the case of GCC countries. *International Financial Markets, Institutions & Money* 17, 231-245.
- 32) Huang, R.D., Masulis, R.W., Stoll, H.R., 1996. Energy Shocks and Financial Markets. *Journal of Futures Markets* 16, 1-27.
- 33) Henry, O., 2009. Regime switching in the relationship between equity returns and short-term interest rates. *Journal of Banking and Finance* 33, 405-414.
- 34) Hishiyima, K., 1998. Some evidence of regime shifts in international stock markets. *Managerial Finance* 24, 30-55.
- 35) Holmes, M.J., Wang, P., 2003. Oil and the asymmetric adjustment of the U.K output: a Markov switching approach. *International Review of Applied Economics* 17, 181-192.
- 36) Hooker, M., 1999. Exploring the Robustness of the Oil Price-Macroconomy Relationship. Federal Reserve Board (FEDS) Working paper, 1999-43.
- 37) Ismail, M.T., Isa, Z., 2008. Identifying regime shifts in Malaysian stock market returns. *International Research Journal of Finance and Economics* 15, 44-57.
- 38) Jammazi, R., Aloui, C., 2009. Wavelet Decomposition and Regime Shifts: Assessing the Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Returns. *Energy Policy*.
- 39) Jones, C.M., Kaul, G., 1996. Oil and the Stock Markets. *Journal of Finance*, vol. 51. American Finance Association, pp. 463-491.
- 40) Jorion, P., 1990. The exchange rate exposure of the U.S. multinationals. *Journal of Business* 63, 331-345.
- 41) Jorion, P., 1991. The pricing of exchange rate risk in the stock market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 26, 363-376.
- 42) Kenourgios, D., Samitas, A. 2007. Financial Development and Economic Growth in a Transition Economy, *Journal of Financial Decision Making* 31, 35-48.
- 43) Kilian, L., Park, C., 2007. The Impact of Oil Price Shocks on the U.S. Stock Market. Centre for Economic Policy Research Discussion Paper 6166.
- 44) Kim, C.J., Nelson, C.R., 1999. Friedman's plucking model of business fluctuations: tests and estimates of permanent and transitory components. *Journal of Money, Credit and Banking* 31, 317-334.
- 45) Kutty, G., 2010. The relationship between exchange rates and stock prices: the case of Mexico. *North American Journal of Finance and Banking Research* 4, 1-12.

- 46) Kwak, Y. H. and Ingall, L., 2007. Exploring Monte Carlo Simulation Applications for Project Management, in: Risk Management 9, 44-57.
- 47) Lamoureux, C., Lastrappe, W., 1990. Persistence in variance, structural change and the GARCH model. Journal of Business and Economic Statistics 8, 225-234.
- 48) Maheu, J.M., McCurdy, T.H., 2000. Identifying bull and bear markets in stock returns. Journal of Business and Economic Statistics 18, 100-112.
- 49) Miller, J.I., Ratti, R.A., 2009. Crude Oil and Stock Markets: Stability, Instability, and Bubbles. Energy Economics 31, 559-568.
- 50) Mork, K.A., 1989. Oil and the macroeconomy when prices go up and down: an extension of Hamilton's results. Journal of Political Economy 97, 703-708.
- 51) Mun, K.C., 2007. Volatility and correlation in international stock markets and the role of exchange rate fluctuations. Journal of International Financial Markets Institutions and Money 17, 25-41.
- 52) Nelson, D.B., 1991. Conditional heteroscedasticity in asset returns: a new approach. Econometrica 59, 347-370.
- 53) Ning, C., 2010. Dependence structure between the equity market and the foreign market —a copula approach. Journal of International Money and Finance 29, 743-759.
- 54) Park, J., Ratti, R.A., 2008. Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries. Energy Economics 30, 2587-2608.
- 55) Phylaktis, K., Ravazzolo, F., 2005. Stock prices and exchange rate dynamics. Journal of International Money and Finance 24, 1031-1053.
- 56) Raymond, J.E., Rich, R.W., 1997. Oil and the macroeconomy: a Markov state switching approach. Journal of Money, Credit, and Banking 29, 193-213.
- 57) Schaller, H., Norden, S., 1997. Regime switching in stock market returns. Applied Financial Economics 7, 177-192.
- 58) Suleiman, Abu-Bader., Aamer, S. Abu-Qarn. 2007. Financial development and economic growth, Journal of Policy Modeling.
- 59) Turner, M.C., Startz, R., Nelson, C.F., 1989. A Markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market. Journal of Financial Economics 25, 3-22.
- 60) Walid, C., Chaker, A., Masood, O., Fry, J., 2011. Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach, Emerging Markets Review 12, 272-292.
- 61) Wang, P., Theobald, M., 2008. Regime-switching volatility of six East Asian emerging stock markets. Research in International Business and Finance 22, 267-283.
- 62) Watson, M.W., 1986. Univariate detrending methods with stochastic trends. Journal of Monetary Economics 18, 49-75.
- 63) Wei, C., 2003. Energy, the stock market, and the putty-clay investment model. American Economic Review 93(1), 311-323.

- 64) Yang, S.Y., Doong, S.C., 2004. Price and volatility spillovers between stock prices and exchange rates: empirical evidence from the G-7 countries. *International Journal of Business and Economics* 3, 139–153.
- 65) Yau, H.Y., Nieh, C.C., 2009. Testing for cointegration with threshold effect between stock prices and exchange rates in Japan and Taiwan. *Japan and World Economy* 21, 292–300.
- 66) Zhao, H., 2010. Dynamic relationship between exchange rate and stock price: evidence from China. *Research in International Business and Finance* 24, 103–112.