

مقایسه تطبیقی ناپایداری و پویایی ریسک سیستماتیک بین بورس اوراق بهادار تهران و بازارهای سهام منتخب نوظهور

اسماعیل رمضانپور^۱

محمدحسن قلی‌زاده^۲

عباس کلانتری^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۴/۲

تاریخ ارسال: ۱۳۹۲/۱۰/۲۸

چکیده

این پژوهش با بکارگیری مدل سری زمانی تئوری قیمت‌گذاری داراییهای سرمایه‌ای (CAPM)، بلک و همکاران (۱۹۷۲)، و با استفاده از متدولوژی شکست ساختاری بای و پرون (۲۰۰۳) به بررسی پایداری شاخص ریسک سیستماتیک دسته‌ای از بازارهای سهام نوظهور از امریکای لاتین، جنوب شرق آسیا، بازار سهام استانبول و بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که بر پایه آزمون بای و پرون در بازارهای سهام برزیل، شیلی، تایلند، شانگهای چین، کوالالمپور مالزی و بورس اوراق بهادار تهران شکست‌های ساختاری معنادار و لذا ناپایداری در شاخص ریسک سیستماتیک مشهود است. از طرفی نتایج برآورد پویای ریسک سیستماتیک این بازارها بر اساس مدل دو متغیره ناهمسانی واریانس BEKK نشان می‌دهد که بورس اوراق بهادار تهران دارای پایین‌ترین سطح شاخص ریسک سیستماتیک در بین بازارهای مورد مطالعه است. بر اساس نتایج، نوسانات معنادار در روند ریسک سیستماتیک بازارهای سهام مورد بررسی وجود دارد و مقدار میانگین ریسک سیستماتیک این بازارهای سهام در دوره‌های حول نقاط شکست ساختاری اختلاف معنادار دارد. بر پایه نتایج مدل BEKK از دقت بالاتری نسبت به مدل خطی

esmaeel_ramazanpoor@yahoo.com

۱. استادیار گروه مدیریت دانشگاه گیلان

gholizadehmf@yahoo.com

۲. استادیار گروه مدیریت دانشگاه گیلان

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی گرایش MBA دانشگاه گیلان (نویسنده مسئول)

abbas.kalantary@yahoo.com

رگرسیون سری زمانی *CAPM* در برآورد شاخص ریسک بتا برخوردار است. نتایج تحقیق رهنمودهای سیاستی مفیدی را برای مدیریت ریسک سرمایه‌گذاری بین‌الملل در پی دارد.

واژگان کلیدی: مدل *CAPM*، پایداری ریسک سیستماتیک، بازارهای سهام نوظهور، مدل چندمتغیره ناهمسانی واریانس *BEKK* برآورد پویای شاخص ریسک سیستماتیک.

طبقه‌بندی *JEL*: C13، G15، G3.

۱. مقدمه

بعد از مطالعات تئوریک گروبل^۱ (۱۹۶۸) و سولنیک^۲ (۱۹۷۴) مبنی بر شواهدی از وجود منافع حاصل از تنوع‌سازی سبد سرمایه‌گذاری در بازارهای سهام بین‌الملل، توجه ویژه‌ای به مطالعه‌ی این بازارهای سهام شکل گرفت. اما یکی از مهمترین ابعاد مطالعه بازارهای مالی بین‌الملل، مدیریت ریسک سرمایه‌گذاری در این بازارها و مقایسه ریسک این بازارهای سهام است. دستیابی به فرصتهای سودآوری از سرمایه‌گذاری در بازارهای سهام بین‌الملل مستلزم بررسی دقیق میزان ریسک و نوسانات این بازارهاست که می‌تواند در نتیجه اثرات سرایتی منفی عوامل و متغیرهای کلان یا خرد اقتصادی به بازارهای مالی باشد (کاپوراله^۳، ۲۰۱۲، چادری و پنگ^۴، ۲۰۱۰). در ادبیات مدیریت مالی، اصطلاح ریسک به نوسانات نرخ بازدهی دارایی‌های مالی و از جمله بازدهی سهام اطلاق می‌گردد. برحسب منبع ریسک، ریسک سهام به دو دسته سیستماتیک^۵ و غیرسیستماتیک^۶ دسته‌بندی می‌شود (اسکندری و حسینی، ۱۳۸۱). ریسک غیرسیستماتیک به فاکتورهای خاص نظیر ساختار بازار سهام، ساختار اقتصادی کشور، شرایط اقتصاد کلان کشور، سیاست‌های پولی و مالی خاص کشور، موانع اطلاعاتی، نظام تعیین نرخ ارز کشور و نوسانات این متغیر بستگی دارد و لذا ماهیت و اندازه این نوع ریسک در کشورهای مختلف متفاوت است، ولی با تنوع بخشیدن^۷ به سبد سرمایه‌گذاری سهام^۸ بین‌الملل، قابل کنترل است. لذا اگرچه اندازه‌گیری آن حائز اهمیت ویژه است، ولی ایجاد سبد سرمایه‌گذاری بین‌الملل متنوع متضمن کاهش آن است. در مقابل، ریسک سیستماتیک سهام که در سطح بین‌الملل نشان‌دهنده میزان حساسیت بازدهی یک بازار سهام خاص نسبت به بازده شاخص کل پورتفوی جهانی است

1. Grubel, H.G.

2. Solnik, B.

3. Caporale, T.

4. Choudhry, T. and Peng, L.L., K.

5. Systematic risk

6. Nonsystematic risk

7. diversification

8. portfolio

و به فاکتورهای جهانی همچون شرایط عمومی اقتصاد جهانی، بحرانهای مالی جهانی، تنش‌ها و تحولات سیاسی جهانی و شرایط ویژه اقتصاد جهانی بستگی دارد، قابل کاهش و کنترل نیست و به همین دلیل ریسک غیرقابل اجتناب نامیده می‌شود. با این حال، اندازه این ریسک در کشورهای مختلف متفاوت است. بدیهی است بازارهای سهامی که از همگرایی بیشتری با تحولات جهانی بازارهای مالی برخوردارند، بیشتر در معرض این نوع ریسک قرار دارند. بازارهای سهام نوظهور با دارا بودن بخشی از مشخصه‌های بازارهای توسعه یافته مالی، جزء این رده از بازارهای مالی هستند.

معیاری که ریسک سیستماتیک را اندازه‌گیری می‌کند، شاخص ریسک بتا است که شارپ^۱ (۱۹۶۴) و لینتنر^۲ (۱۹۶۵) در یک مدل تئوریک تحت عنوان مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)^۳ برای تبیین رابطه بازدهی و ریسک سهام برای اولین بار معرفی و مورد استفاده قرار داده‌اند. در صورتیکه اندازه این شاخص بزرگتر از واحد باشد، نشان می‌دهد که تغییرپذیری بازار سهام مورد مطالعه بیش از تغییرات شاخصهای مالی جهانی است و بنابراین این بازار سهام شدیداً تحت تأثیر تحولات جهانی بازارهای مالی است. برعکس اگر اندازه شاخص بتا کوچکتر از واحد باشد، تغییرپذیری بازار سهام مورد نظر از تغییرات شاخصهای مالی جهانی کمتر خواهد بود و در نتیجه بازار سهام مورد مطالعه، کمتر از فاکتورهای تأثیرگذار بر بازارهای مالی جهانی تأثیر می‌پذیرد. بر پایه مدل CAPM، بازدهی سهام برابر با مجموع نرخ بهره بدون ریسک و پاداش قبول ریسک بازار می‌باشد. مهمترین نتیجه این مدل، وجود رابطه مستقیم بین بازدهی و ریسک است.^۴ یکی از چالش‌های مدل CAPM، چگونگی بکارگیری تجربی آن است. بلک و همکاران^۵ (۱۹۷۲) با ارائه فرم سری زمانی مدل CAPM، رویکردی را برای آزمون‌پذیری مدل CAPM ارائه کردند. مدل سری زمانی CAPM به صورت زیر است:

1 Sharpe, W.

2. Lintner, J.

3. Capital Asset Pricing Model (CAPM)

۴. از مهمترین فرضیات مدل CAPM می‌توان به فرض ریسک‌گریزی و حداکثرسازی مطلوبیت افراد اشاره نمود.

5. Black, Fischer, Jensen, Michael C., Scholes, Myron.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در معادله (۱)، R_{it} بیانگر نرخ بازدهی بازار سهام i ام و R_{mt} نمایانگر بازدهی کل پورتنفوی جهانی در لحظه زمانی t می‌باشد. از مهمترین فرضیات کلیدی مدل CAPM ثابت بودن بتا در طول یک دوره زمانی مورد مطالعه می‌باشد (چادری و پنگ، ۲۰۱۰). بسیاری از محققان بازارهای مالی فرض ثبات بتا را غلط می‌دانند (کای و رن، ۲۰۱۱، چادوری و وو^۲، ۲۰۰۹). تغییر ریسک جریان نقدی شرکتهای مالی، تغییرات مجموعه‌های اطلاعاتی در طول زمان و بروز بحران‌های مالی، مهمترین دلایل این محققان در توجیه پویایی ریسک سیستماتیک است (کاپوراله، ۲۰۱۲). بدین ترتیب با توجه به اهمیت شاخص بتا در اندازه‌گیری مخاطره و مدیریت ریسک سرمایه‌گذاری در بعد بین‌الملل، انجام تحلیل موشکافانه با استفاده از روش‌های مناسب در زمینه بررسی پویایی و برآورد صحیح آن، ضروری به نظر می‌رسد.

از آنجائیکه ثابت بودن شاخص بتا معادل پایداری ضرایب مدل رگرسیون رابطه (۱) است (کاپوراله، ۲۰۱۲). آزمون ثبات ضرایب مدل رگرسیون سری زمانی معادله (۱) معادل آزمون ثبات بتا در مدل CAPM خواهد بود (کاپوراله، ۲۰۱۲). بی‌ثباتی در پارامترهای یک رگرسیون سری زمانی به دلیل تغییرات ساختاری در روند متغیرهاست. زمانیکه یک جهش یا تغییر ناگهانی در روند سری‌های زمانی رخ می‌دهد، اصطلاحاً گفته می‌شود که شکست ساختاری^۳ رخ داده است. این تغییر یا جهش ناگهانی می‌تواند دلایل سیاسی، اجتماعی و یا اقتصادی همچون جنگ، بحرانهای اقتصادی، تغییر سیاستهای کلان اقتصادی و یا تغییر نظامهای ارزی داشته باشد. وقوع شکست ساختاری در سریهای زمانی باعث می‌گردد تا رگرسیون برآورد شده در دوره قبل از شکست با رگرسیون برآورد شده در دوره بعد از وقوع شکست ساختاری یکسان نباشد و در نتیجه پارامترهای قابل برآورد مدل رگرسیونی برای کل دوره بی‌ثبات باشند. از این رو با توجه به مفهوم شکست ساختاری،

1. Cai, Z. and Ren, Y.

2. Choudhry, T. and Wu, H.

3. Structural Break

استفاده از یک آزمون مناسب شکست ساختاری برای مدل رگرسیونی معادله (۱) معادل آزمون ثبات بتا خواهد بود. یکی از چالش‌های عمده در آزمون‌های کلاسیک شکست ساختاری برونزای نقاط شکست است. بدین معنا که، محقق خود باید تاریخ وقوع شکست ساختاری را تعیین و در آزمون لحاظ کند. در حالیکه تعیین برونزای نقاطی که تغییرات ساختاری در اقتصادهای تحت بررسی رخ داده است، امری غیرممکن است. از طرفی دیگر حتی در صورت شناسایی تغییرات ساختاری، این امکان وجود دارد که آثار آن پیش از وقوع و یا پس از وقوع تغییرات ساختاری در اقتصاد نمایان شده باشد، لذا تعیین برونزای نقاط شکست در عمل غیرممکن است. در همین راستا تحقیق حاضر برای دسته‌ای از بازارهای سهام نوظهور^۱ به همراه بورس اوراق بهادار تهران ضمن برآورد مدل سری زمانی CAPM، با بکارگیری آزمون شکست ساختاری درونزای بای و پرون^۲ (۲۰۰۳)، ثبات شاخص ریسک بتای این بازارها مورد آزمون قرار گرفته و در صورت وجود شکست‌های ساختاری معنادار در این بازارهای سهام با بکارگیری مدل‌های دینامیک سری زمانی ناهمسانی واریانس چند متغیره^۳ BEKK^۴، شاخص ریسک بتای این بازارها به صورت پویا برآورد خواهد گردید. شایان ذکر است که با وجود تفاوتها در دلایل شکست ساختاری در اقتصادهای با ساختار متفاوت، آزمون بای و پرون با توجه به قابلیت درونزایی، نقاط شکست را براساس رفتار دینامیک داده‌ها کشف می‌کند، که این امر به برآورد صحیح و بدون تورش شاخص ریسک بتا کمک خواهد کرد.

برای تشریح مهمترین وجوه تمایز این مطالعه با مطالعات پیشین تجربی داخلی، اشاره به چند مورد ضروری است. اولاً در این مطالعه به شکلی جامع به تحلیل و مقایسه تطبیقی

۱. انتخاب این بازارها به دلیل اطلاق نوظهور بودن به آنهاست. مقایسه این بازارهای سهام با بورس اوراق بهادار، امکان مقایسه و تفاوتها را در اندازه ریسک سرمایه‌گذاری و همچنین میزان تفاوت در تأثیرپذیری این بازارهای سهام از روندهای جهانی شاخصهای مالی فراهم می‌سازد و در تدوین استراتژی‌های مدیریت ریسک و تنوع‌سازی پورتفوی بین‌المللی به سرمایه‌گذاری یاری می‌رساند.

2. Bai and Peron Structural Break Point Test

3. Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (MGARCH)

4. Baba & Engle & Kraft & Kroner Model

ثبات شاخص بتای چندین بازار نوظهور با بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازیم. ثانیاً بر پایه اطلاعات ما، از جنبه‌های تکنیکی این مطالعه نسبت به مطالعات تجربی پیشین داخلی دارای برتری است. استفاده از آزمون شکست ساختاری درونزا و ارائه روشی مناسب جهت برآورد پویای شاخص بتا براساس مدل‌های انعطاف‌پذیر و دینامیک سری زمانی چندمتغیره ناهمسانی واریانس جزء نقاط قوت مطالعه حاضر محسوب می‌گردد.

مقاله دارای ساختار زیر است. در بخش دوم مطالعات تجربی پیشین در ابعاد داخلی و خارجی بررسی خواهند شد. بخش سوم به متدولوژی مورد استفاده مقاله اختصاص یافته است. در بخش چهارم داده‌های تحقیق تشریح شده‌اند. بخش پنجم مقاله یافته‌های تحقیق تبیین شده‌اند. نهایتاً در بخش ششم بحث و نتیجه‌گیری مقاله آورده شده است.

۲. ادبیات تجربی

۲-۱. مطالعات خارجی

کوتموس و کنیف^۱ (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای تجربی برای بازار سهام فنلاند بر پایه مدل دو متغیره ناهمسانی واریانس، شاخص بتا را تخمین زده‌اند. بر پایه گشتاورهای متعارفی چون حداقل مربعات خطاها و درصد مربعات خطاها، تخمین پویای بتا توصیف دقیقتری از پویای ریسک سیستماتیک را بدست می‌دهد. هی و کریزانوسکی^۲ (۲۰۰۸) با بکارگیری روش فیلتر کالمن برای ۱۰ پورتفولیو از بخشهای مختلف بازار سهام کانادا شاخص پویای بتا را تخمین زده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در طول چرخه‌های تجاری فراز و نشیب‌های معناداری در روند بتا دیده می‌شود.

آلتینسوی^۳ (۲۰۰۹) در پژوهشی برای بازار سهام ترکیه با بکارگیری مدل‌های فیلتر کالمن و ناهمسانی واریانس چند متغیره قطری BEKK به برآورد پویای ریسک سیستماتیک بازدهی سهام پرداخته است. براساس نتایج وی اولاً مشابه با بسیاری از

1. Altinsoy, G.

2. He, Z. and Kryzanowski, L.

3. Koutmos, G. and Knif, J.

بازارهای سهام شواهدی از ناپایداری ریسک سیستماتیک وجود دارد، ثانیاً مدل‌های مذکور از دقت و عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های خطی سری زمانی در پیش‌بینی بازدهی سهام برخوردارند.

چاودروری و پنگ (۲۰۱۰)، اثر بحران مالی آسیایی سالهای ۱۹۹۷ تا ۱۹۹۸ را بر شاخص ریسک سیستماتیک بازدهی سهام صنایع بازارهای جنوب شرق آسیا در قالب مدل ناهمسانی واریانس چند متغیره BEKK بررسی کرده‌اند. نتایج برآورد پویای ریسک سیستماتیک بازدهی سهام صنایع مورد مطالعه نشان می‌دهد که شواهدی از اثرات معنادار بحران مالی مذکور بر روند ریسک سیستماتیک بازارهای سهام مورد مطالعه وجود دارد. لو، لی و چانگ^۱ (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای تجربی برای سهام صنایع نفتی بین‌الملل، از مدل‌های مختلف DCC، فیلتر کالمن جهت برآورد پویای ریسک سیستماتیک استفاده کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که در پیش‌بینی خارج از نمونه بازدهی سهام این صنایع مدل‌های مذکور از قابلیت و دقت بالاتری نسبت به مدل سنتی سری زمانی CAPM برخوردارند.

کای ورن (۲۰۱۱) الگویی را برای تخمین پویای ریسک سیستماتیک در مدل CAPM ارائه کرده‌اند. نتایج تجربی آنها نشان می‌دهد که مدل پیشنهادی آنها دارای عملکرد بهتری نسبت به دیگر مدل‌های رقیب در برآورد پویای ریسک سیستماتیک است. نتایج آنها نشان می‌دهد که شواهدی تجربی مبنی بر رد مدل CAPM شرطی وجود ندارد. کاپراله (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای جهت برآورد پویای ریسک سیستماتیک در سهام بخش بانکی در بازارهای سهام آمریکا، ضمن برآورد رگرسیونی مدل CAPM، با بکارگیری آزمون شکست ساختاری بای و پرون^۲ (۲۰۰۳) وجود یا عدم وجود پایداری در ضرایب مدل رگرسیونی CAPM را بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که، دو شکست ساختاری در دوره زمانی مورد بررسی دیده می‌شود. این شکست‌ها سبب ایجاد پرش در شاخص ریسک سیستماتیک از ۰/۴۵ به ۰/۹۱ با تغییر از رژیم اول به دوم و همچنین پرش به اندازه ۰/۴۹ در انتقال از رژیم دوم به سمت رژیم سوم است. از نتایج وی عدم ثبات

1. Lu, J.R. and Lee, P.H. and Chuang, I.Y.

2. Bai and Peron Structural Break Point Test

ریسک سیستماتیک و پویا بودن این شاخص برای سهام بخش بانکی بازار سهام آمریکا نتیجه‌گیری شده است.

تیسای و همکاران^۱ (۲۰۱۳) برای بازدهی شاخص‌های سهام از ۲۳ کشور توسعه‌یافته، با بکارگیری از روش چندمتغیره ناهمسانی واریانس DCC شاخص بتا را به صورت پویا برآورد نموده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که بتای تخمین زده شده بر پایه DCC به شکل مؤثری قابلیت توضیح‌دهندگی بهتری را نسبت به بتای ثابت CAPM دارد.

۲-۲. مطالعات داخلی

تهرانی و چیت‌سازان (۱۳۸۳) در مقاله‌ای به بررسی ثبات ریسک سیستماتیک سهام انفرادی و مجموعه‌ای از سهام را برای ۸۵ شرکت منتخب در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که فرضیه میتنی بر پایداری ریسک سیستماتیک سهام انفرادی و پورتفوی سهام قابل رد نمی‌باشد. تهرانی و طباطبایی (۱۳۸۶) در پژوهشی با بکارگیری آزمون شکست ساختاری رگرسیونهای سری زمانی چاو، ثبات ضریب ریسک سیستماتیک را در مدل CAPM به عنوان شیب رگرسیون خطی ساده بین بازدهی شرکت و بازار سهام، برای بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار داده‌اند. براساس نتایج آنها، شواهدی از وجود شکست ساختاری معنادار در شاخص ریسک سیستماتیک سهام مورد مطالعه در بورس اوراق بهادار تهران دیده می‌شود.

محمدی و همکاران (۱۳۸۶) با استفاده از روشهای مختلف حداقل مربعات معمولی، گشتاورهای تعمیم‌یافته و ناپارامتری، ریسک سیستماتیک بازدهی‌های مختلف ماهانه از سهام در بورس اوراق بهادار تهران را برآورد نموده‌اند. نتایج از تفاوت‌های معناداری در بین مدل‌های مختلف مورد استفاده در تخمین ریسک سیستماتیک حکایت دارد. بر پایه نتایج روش رگرسیون ناپارامتری مدیران را در دستیابی به بتای بهتر یاری می‌نماید. خدادادی و همکاران (۱۳۸۹)، مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و بتای پاداشی را به منظور

1. Tsai, H.J. and Chen, M.C. and Yang, C.Y.

پیش‌بینی بازدهی سهام برای شرکت‌های منتخب در قالب ۲۵ پورتفوی سرمایه‌گذاری مورد مقایسه قرار داده‌اند. نتایج این پژوهشگران نشان می‌دهد که بر پایه آزمون پایداری CUSUM-test ضرایب بتای تخمین زده شده پایدار هستند. نتایج آنها همچنین نشان می‌دهد که مدل بتای پاداشی در کوتاه‌مدت و بلندمدت از برتری و دقت بالاتری نسبت به مدل قیمت‌گذاری داراییهای سرمایه‌ای در پیش‌بینی بازدهی سهام برخوردار است. سعیدی و رامشه (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای عوامل مؤثر و تعیین‌کننده ریسک سیستماتیک را در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که، یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد میان بتا و متغیرهای رشد سود عملیاتی، تغییرپذیری سود عملیاتی، همبستگی سود عملیاتی با شاخص پرتفوی بازار و اختیار رشد ارتباطی معنادار وجود دارد. افزون بر این، نتایج پژوهش حاضر شواهدی، هر چند ضعیف، در رابطه با بی‌ثباتی ریسک سیستماتیک سهام شرکت‌های با اهرم بالا فراهم می‌کند.

بر پایه اطلاعات نویسندگان بر خلاف مطالعات تجربی خارجی، مطالعه فراتر دیگری در رابطه با بررسی ثبات ریسک سیستماتیک سهام در داخل کشور انجام نپذیرفته است. ضمن آنکه در بعد بین‌الملل مطالعه‌ای داخلی در بررسی ثبات ریسک سیستماتیک یافت نگردید. همچنین اشاره به این نکته ضروری است که در این مطالعات محدود نیز روشی به منظور برآورد پویای ریسک سیستماتیک ناپایدار سهام ارائه نگردیده است.

۳. روش انجام تحقیق

۳-۱. متدولوژی شکست ساختاری بای و پرون

بای و پرون (۱۹۹۸، ۲۰۰۳) یک مدل رگرسیون خطی چندگانه را با لحاظ m شکست و بنابراین $m+1$ رژیم را تصریح نمودند. مدل مذکور دارای فرم زیر است:

$$y_t = x_t' \beta + z_t \theta_j + \varepsilon_t \quad (3) \quad \text{For } t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j \quad j = 1, 2, \dots, m+1$$

رابطه (۳) فرم کلی یک رگرسیون سری زمانی است، که در آن y_t متغیر وابسته و x_t برداری از متغیرهای توضیحی با بعد p و z_t نیز برداری از متغیرهای توضیحی با بعد q

می‌باشد. همچنین β و θ_j بردار ضرایب پویای متغیرهای توضیحی هستند. در معادله رگرسیونی (۳)، نقاط شکست T_1 تا T_m اساساً ناشناخته هستند و به صورت درونزا تعیین می‌گردند. در واقع تعیین نقاط شکست براساس الگوریتم جستجو در بین نقاط داخل نمونه مورد بررسی خواهد بود؛ به نحوی که هر بار مجموعه نقاط متفاوتی به عنوان نقاط شکست در نظر گرفته می‌شوند و معناداری آنها مورد آزمون قرار می‌گیرد. تکرار این الگوریتم تا زمانی خواهد بود که براساس رفتار دینامیک داده‌ها، نقاط وقوع شکست ساختاری معنادار مشخص گردد. ضمن آنکه اگر هیچکدام از نقاط در تکرارهای آزمون نقطه وقوع شکستهای ساختاری نباشند، نتیجه آزمون عدم وقوع شکست ساختاری در سری زمانی مورد بررسی خواهد بود. روش بای و پرون بدین ترتیب است که با فرض وجود m نقطه شکست، برای هر کدام از $m+1$ جز از داده‌ها به صورت (T_1, \dots, T_m) ، ضرایب β و θ_j از فرآیند حداقل سازی مجموع مربعات خطاها به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{j-1}+1}^{T_j} [y_t - x_t' \beta - z_t \theta_j]^2 \quad (4)$$

حال در صورتیکه فرض کنیم $\hat{\beta}\{T_j\}$ و $\hat{\theta}\{T_j\}$ مجموعه ضرایب رگرسیون (۳) در هر کدام از $m+1$ زیر نمونه‌های افراز شده توسط نقاط (T_1, \dots, T_m) باشد، آنگاه اگر مجموع مربعات خطاها در این تقسیم‌بندی از نمونه برابر با $S_T(T_1, \dots, T_m)$ باشد، در این صورت نقاط شکست برآورد شده از رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \arg \min_{T_1, \dots, T_m} S_T(T_1, \dots, T_m) \quad (5)$$

به منظور آزمون وجود یک یا بیشتر از یک نقطه شکست، بای و پرون (۱۹۹۸) آزمونهای چندگانه سوپریمم F ($\sup F$) و ماکسیمم دو گانه DM را ارائه نموده‌اند. فرضیه صفر آزمونهای دنباله‌ای $\sup F$ عدم وجود نقطه شکست یعنی $m=0$ در مقابل فرضیه آلترناتیو

۱. در واقع مدل سری زمانی رابطه (۳) برای هر کدام از زیر نمونه‌های افراز شده توسط نقاط شکست درونزا، برآورد شده و ضرایب مدل برای هر کدام از زیرنمونه‌ها با همدیگر مقایسه می‌گردد. در صورتیکه این ضرایب به لحاظ آماری متفاوت باشند، نقاط شکست لحاظ شده معنادار خواهند بود.

2. Double Maximum (DM)

که بیان می‌کند تعداد نقاط شکست برابر با K تا هستند یعنی $m=K$. از طرفی دیگر فرضیه صفر آزمون DM عدم وجود نقاط شکست در مقابل وجود حداقل یک تا m نقطه شکست می‌باشد. براساس بای و پرون (۱۹۹۸)، آزمون DM دارای دو فرم مختلف آماره‌های UD_{max} و WD_{max} می‌باشد. آماره UD_{max} ماکسیم مقدار آماره‌های $\sup F$ می‌باشد که در آن حد بالای تعداد نقاط شکست ممکن است. از طرفی آماره WD_{max} به آماره‌های انفرادی وزن می‌دهد تا ارزش احتمال این آزمونها به ازای مقادیر مختلف m برابر بگیرد.

۳-۲. متدولوژی ناهمسانی واریانس چندمتغیره

مدل چندمتغیره ناهمسانی واریانس BEKK یکی از کلاسهای تعمیم‌یافته انعطاف‌پذیر و با لحاظ محدودیت بر مدل‌های پایه ناهمسانی واریانس VECM (بولرسلو، انگل و ولدریج^۱، ۱۹۸۸) هستند که توسط انگل و کرونر^۲ (۱۹۹۵) ارائه شده است. این مدل به منظور مدل‌سازی واریانس و کواریانس پویای متغیرهای تغییرپذیر و ناهمسانی واریانس مالی به شکل گسترده‌ای در سالهای اخیر مورد استفاده قرار گرفته است. این مدل در قالب معادلات زیر بیان می‌گردد:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (۶)$$

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B \quad (۷)$$

معادله (۶) معادلات رگرسیونی میانگین متغیرها را به نمایش می‌گذارد، که در آن ε_t اجزای اخلاص تصادفی هستند و فرض شده که دارای ناهمسانی واریانس هستند. در معادله (۶) $y_t = (R_{it}, R_{mt})$ ، بطوریکه R_{it} برابر با بازدهی بازار سهام مورد نظر و R_{mt} برابر با بازدهی پورتنوی جهانی که در اینجا با بازدهی S&P۵۰۰ جایگزین شده است. از طرفی $\mu = [\mu_1, \mu_2]$ بردار میانگین شرطی معادلات رگرسیونی میانگین بازدهی سهام مورد بررسی و بازدهی پورتنوی جهانی است که می‌تواند ثابت یا به شکل خودرگرسیونی از

1. Bollerslev, T. and Engle, R., and Wooldridge, J.

2. Engle, R.F and Kroner, K.

وقفه‌های متفاوت باشند. از طرفی در معادله (۷)، H_t ماتریس واریانس-کواریانس پویای بین بازدهی بازار سهام مورد مطالعه با بازدهی پورتنفوی جهانی است. C ماتریس پایین مثلثی عرض از مبدأ، A ماتریس قطری ضرایب وقفه اول توان دوم پسماندها و B برابر با ماتریس قطری ضرایب وقفه مرتبه اول واریانس-کواریانس متغیرهاست. معادله (۷) بیان می‌کند که واریانس و کواریانس پویای متغیرها در دوره t ام به توان دوم شوکهای دوره $t-1$ و واریانس و کواریانس دوره $t-1$ بستگی دارند. می‌توان معادله را به شکل زیر بازنویسی کرد:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{1t} & h_{12t} \\ h_{21t} & h_{22t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ \cdot & g_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & \cdot \\ \cdot & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & \cdot \\ \cdot & a_{22} \end{bmatrix} \quad (8)$$

$$+ \begin{bmatrix} b_{11} & \cdot \\ \cdot & b_{22} \end{bmatrix}' H_{t-1} \begin{bmatrix} b_{11} & \cdot \\ \cdot & b_{22} \end{bmatrix}$$

که در آن h_{11t} و h_{22t} به ترتیب برابر با واریانس بازدهی بازار سهام مورد مطالعه و واریانس بازدهی پورتنفوی جهانی در لحظه t می‌باشند. همچنین $h_{12t} = h_{21t}$ کواریانس بین بازدهی سهام بازار سهام مورد نظر را با بازدهی پورتنفوی جهانی در لحظه زمانی t به نمایش می‌گذارد. پارامترهای a_{11} و a_{22} ضرایب اثرگذاری آرچ و پارامترهای b_{11} و b_{22} ضرایب اثرگذاری گارچ نامیده می‌شوند. ضرایب آرچ نشان‌دهنده اثرات شوکهای گذشته متغیرها بر رفتار دوره حاضر آنهاست و ضرایب گارچ بیانگر اثرات نوسانات گذشته متغیرها بر رفتار دوره امروز این متغیرها می‌باشند. فرض شده است که در معادله (۲)،

حاصل $C'C$ برابر با یک ماتریس بالا مثلثی به صورت $G = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ \cdot & g_{22} \end{bmatrix}$ شامل عناصر

عرض از مبدأ معادلات واریانس و کواریانس پویای دو سری زمانی است. حال براساس فرمول محاسبه ریسک سیستماتیک در مدل پایه CAPM، می‌توان با تخمین ماتریس واریانس-کواریانس پویای بین بازدهی سهام بازار سهام مورد بررسی با بازدهی پورتنفوی جهانی، مقدار پویای ریسک سیستماتیک بازار سهام مورد مطالعه را در هر لحظه از زمان، از فرمول زیر برآورد کرد (چادوری و پنگ، ۲۰۱۰):

$$\beta_{i,t} = \frac{h_{12t}}{h_{22t}} \quad (9)$$

۴. تبیین داده‌ها

در این تحقیق، از داده‌های هفتگی شاخصهای عمده بازارهای سهام کشورهای نوظهور جنوب شرق آسیا شامل اندونزی (شاخص کل بازار سهام جاکارتا، Jakarta Comp)، مالزی (شاخص کل بازار سهام کوالالامپور، KLSE Comp)، فیلیپین (شاخص Philad Comp)، تایلند (شاخص SET) و سنگاپور (شاخص Straits Times)، شاخصهای عمده بازارهای سهام نوظهور آمریکای لاتین شامل برزیل (شاخص کل بازار سهام سائوپائولو، Bore spa)، مکزیک (شاخص کل بازار سهام مکزیکو، LDC ALL-share) و شیلی (شاخص کل بازار سهام سانتیاگو، IPSA) و همچنین شاخصهای مهم بازارهای سهام کشورهای ترکیه (شاخص کل بازار سهام استانبول، ISE100)، هندوستان (شاخص کل بازار سهام کلکته، Nifty50 ca) و چین (شاخص کل بازار شانگهای، Shanghai CP) به عنوان گروهی از بازارهای سهام نوظهور، همچنین شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران به عنوان نماینده ایران (TEPIX) و شاخص S&P500 آمریکا به عنوان جایگزین شاخص پورتنوی جهانی^۱، در دوره زمانی ابتدای سال ۲۰۰۵ تا آخر سال ۲۰۱۲ استفاده خواهد شد. داده‌های مورد استفاده مقاله، سری زمانی روزانه هستند. از آنجا که روزهای تعطیلی بازارهای سهام مورد مطالعه یکسان نیستند، داده‌های مورد استفاده برای روزهای کاری مشترک در بین تمامی بازارها در نظر گرفته شده است. به منظور دستیابی به سری‌های زمانی بازدهی سهام این بازارها از فرمول متعارف زیر استفاده می‌شود (آستریو^۲، ۲۰۰۶):

$$rp_t = 100 \cdot \log(p_t / p_{t-1}) \quad (10)$$

۱. داده‌های شاخص‌های عمده این بازارها از Data stream گرفته شده‌اند.

2. Asteriou, D.

در جدول شماره (۱)، آماره‌های توصیفی بازدهی سهام بازارهای سهام مورد مطالعه گزارش شده‌اند.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده تحقیق

آماره متغیر	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جارک برا
Bore spa	۰/۲۲	۳/۸۲	-۰/۵۷	۷/۵۲	۳۷۶/۵(۰/۰۰)
LDC	۰/۳۰	۳/۲۶	-۰/۲۶	۸/۹۲	۶۱۲/۳(۰/۰۰)
IPSA	۰/۲۱	۲/۷۲	-۱/۳۵	۱۴/۹۷	۲۶۹/۳(۰/۰۰)
Nifty50 ca	۰/۲۶	۳/۵۹	-۰/۳۳	۵/۸۱	۱۴۴/۹(۰/۰۰)
ISE100	۰/۲۷	۳/۹۵	-۰/۴۵	۵/۳۵	۱۱۰/۱(۰/۰۰)
Shanghai CP	۰/۱۴	۳/۷۰	-۰/۰۲	۴/۳۹	۳۳/۳۲(۰/۰۰)
KLSE	۰/۱۴	۱/۹۰	-۰/۹۷	۶/۸۳	۳۱۹/۶(۰/۰۰)
Jakarta	۰/۳۴	۳/۴۳	-۱/۳۶	۱۰/۰۳	۱۴۴/۹(۰/۰۰)
Straits	۰/۱۰	۲/۸۲	-۰/۵۱	۱۰/۲۲	۹۲۲/۲(۰/۰۰)
Philad	۰/۲۷	۳/۱۲	-۱/۰۰	۸/۸۲	۶۵۶/۰(۰/۰۰)
SET index	۰/۱۷	۲/۹۱	-۱/۳۴	۹/۰۲	۷۵۷/۶(۰/۰۰)
TEPIX	۰/۲۵	۱/۸۵	۰/۵۲	۶/۳۰	۲۰۸/۲(۰/۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

آماره‌های توصیفی گزارش شده در جدول شماره ۱، امکان مقایسه و مشاهده تفاوت بین بازارهای سهام مورد مطالعه را فراهم می‌نماید. بازارهای سهام اندونزی، مکزیک، فیلیپین و استانبول دارای بالاترین سطح میانگین بازدهی در طول دوره زمانی مورد مطالعه هستند. بیشترین انحراف متوسط از میانگین مربوط به بازارهای سهام ترکیه و برزیل می‌باشد و کمترین انحراف معیار بازدهی به بورس اوراق بهادار تهران تعلق دارد. به غیر از بورس اوراق بهادار تهران، بازدهی کلیه بازارها دارای چولگی منفی هستند. آماره‌های توصیفی همچنین نشان می‌دهند که بازدهی کلیه بازارهای سهام از مقدار استاندارد نرمال ۳ بالاتر

هستند. همچنین بر پایه آماره جارک برا هیچکدام از سری‌های زمانی بازدهی بازارهای سهام مورد مطالعه، به صورت نرمال توزیع نشده‌اند.

۵. تحلیل تجربی

در این بخش ابتدا بعد از انجام آزمونهای ریشه واحد برای اطمینان از مانایی سریهای زمانی بازدهی بازارهای مورد مطالعه^۱، مدل رگرسیونی سری زمانی CAPM که در رابطه (۱) تصریح گردید با بهره‌گیری از روش تخمین حداقل مربعات معمولی و با استفاده از نرم‌افزار EViews 6.6 برای بازارهای سهام مورد مطالعه برآورد می‌گردد. این نتایج در جدول شماره ۲ قابل مشاهده است. در این جدول پارامتر عرض از مبدأ، پارامتر شیب (ضریب بتا)، آماره F معناداری کلی رگرسیون، ضریب تعیین رگرسیون و مقدار تابع لگاریتم راستنمایی گزارش شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل سری زمانی CAPM برای بازارهای سهام مورد مطالعه

R_{it}	عرض از مبدأ (آلفا)	ضریب R_{mt} (بتا)	$Adjusted R^2$	Fstatistics	LogLikelihood
Bore spa	۰/۱۷	۱/۰۷(۰/۰۰)	۰/۵۹۷	۶۱۵/۱(۰/۰۰)	-۹۵۸/۵۷
LDC	۰/۲۶	۰/۹۵(۰/۰۰)	۰/۶۴	۷۵۱/۳۷(۰/۰۰)	-۸۶۵/۹
IPSA	۰/۱۹	۰/۶۲(۰/۰۴)	۰/۳۹	۲۷۰/۳۶(۰/۰۰)	-۹۰۲/۱
Nifty50 ca	۰/۲۳	۰/۶۸(۰/۰۰)	۰/۲۷	۱۵۰/۸(۰/۰۰)	-۱۰۵۸/۷
ISE100	۰/۲۴	۰/۸۳(۰/۰۰)	۰/۳۳	۲۰۵/۱۵(۰/۰۰)	-۱۰۷۷/۶
Shanghai	۰/۱۳	۰/۱۷(۰/۰۱)	۰/۰۱۲	۶/۶۴(۰/۰۱)	-۱۱۳۰/۹۶
KLSE	۰/۱۳	۰/۲۶(۰/۰۰)	۰/۱۴	۶۸/۰۱(۰/۰۰)	-۸۲۵/۴۶
Jakarta	۰/۳۲	۰/۵۹(۰/۰۰)	۰/۲۲	۱۱۹/۵(۰/۰۰)	-۱۰۵۰/۱۶
Straits	۰/۰۸	۰/۶۵(۰/۰۰)	۰/۴۰	۲۸۰/۶۵(۰/۰۰)	-۹۱۳/۵۲
Philad	۰/۲۵	۰/۵۴(۰/۰۰)	۰/۲۳	۱۲۱/۶(۰/۰۰)	-۱۰۰۹/۷

۱. بر پایه آزمونهای ریشه واحد کلیه سریهای زمانی مورد بررسی مانا هستند. جهت خلاصه‌نویسی و پرهیز از پرداختن به حواشی از گزارش نتایج آزمونهای ریشه واحد خودداری شده است.

SET index	۰/۱۶	۰/۲۰(۰/۰۰)	۰/۰۴	۱۵/۸۱(۰/۰۰)	-۱۰۲۶/۸
TEPIX	۰/۲۸	۰/۰۲(۰/۷۱)	۰/۱۴	۲۲/۸۸(۰/۰۰)	-۸۰۶/۳۲

منبع: یافته‌های تحقیق، اعداد داخل پرانتز سطح معناداری را نشان می‌دهند.

همچنانکه گزارش شده است، بازار سهام برزیل بیشترین ضریب بتا را در بین بازارهای سهام مورد مطالعه دارد، بنابراین این بازار بیشترین همسویی را با شاخصهای جهانی بازارهای مالی دارد. اندازه ضریب بتای این بازار بزرگتر از یک است. این نتیجه بدان معناست که تغییرپذیری بازدهی شاخص بازار سهام برزیل بیشتر از شاخصهای جهانی است. در مقابل بورس اوراق بهادار تهران با ضریب بتای برابر با ۰/۰۲ ارتباط و تأثیرپذیری اندکی را از روند جهانی متغیرهای بازار سرمایه دارد. بدین ترتیب بورس اوراق بهادار تهران کمترین تأثیرپذیری را از روند شاخصهای عمده جهانی مالی داشته است. در این میان بازارهای سهام مکزیکی و ترکیه بعد از بازار سهام برزیل بالاترین ضریب بتا را دارا هستند. از سوی دیگر بازارهای سهام شانگهای و تایلند بعد از ایران کمترین شاخص بتا را در بین بازارهای سهام بین‌الملل مورد بررسی دارند. بازارهای سهام شرق آسیا از سطح پایین‌تری از ریسک سیستماتیک برخوردار هستند. همچنانکه گفته شد، با مقایسه اندازه شاخص بتای بازارهای منتخب مورد مطالعه به این نتیجه می‌رسیم که بورس اوراق بهادار تهران برخلاف سایر بازارهای سهام منتخب نوظهور ارتباط معناداری با روند تغییرپذیری شاخصهای جهانی بازارهای مالی ندارد.

همچنانکه قبلاً نیز اشاره گردید، یکی از فرضیات ضمنی مدلهای رگرسیون خطی سری زمانی، پایداری ضرایب است و در ادبیات اقتصادسنجی کاربردی مدلهای سری زمانی عموماً از آزمونهای مربوطه جهت شناسایی شکست ساختاری و یا به عبارتی دیگر ناپایداری ضرایب استفاده می‌شود. همچنانکه در بخش متدولوژی توضیح داده شد، در این مقاله آزمون شکست ساختاری بای و پرون با ویژگیهای مطلوبی که دارد، مورد استفاده قرار گرفته است. پس از استخراج سری زمانی پسماندهای مدل سری زمانی CAPM که براساس روش حداقل مربعات معمولی برآورد گردید، آزمون بای و پرون را بر روی این

سری زمانی پسماندها برای تک تک بازارها انجام خواهیم داد. نتایج این آزمون برای همگی بازارهای سهام مورد بررسی تحقیق در جدول شماره ۳ گزارش شده است.^۱

جدول ۳. نتایج آزمون شکست ساختاری بای و پرون

R_{it}	$SupF_T(1)$	$SupF_T(2)$	$SupF_T(3)$	$SupF_T(4)$	$SupF_T(5)$	UD_{max}	WD_{max}
Bore spa	**۹/۶۸	۶/۱۸	۴/۶۶	۳/۷۸	۳/۱۰	**۹/۶۸	*۹/۶۸
LDC	۴/۸۵	۲/۶۶	۳/۵۷	۳/۱۱	۲/۵۲	۴/۸۵	۵/۱۲
IPSA	*۷/۶۳	۴/۴۸	۴/۶۰	۳/۹۶	۲/۸۸	*۷/۶۳	*۷/۶۳
Nifty50	۵/۳۲	۳/۵۵	۴/۱۹	۳/۸۷	۲/۹۰	۵/۳۲	۶/۱۹
ISE100	۲/۵۶	۲/۵۲	۳/۳۹	۲/۶۵	۲/۴۴	۳/۳۹	۴/۹۵
Shanghai	***۱۳/۸۲	**۸/۳۶	***۸/۷۳	***۸/۱۳	***۶/۵۶	***۱۳/۸۲	**۱۳/۸۲
KLSE	۲/۴۹	۳/۷۷	۴/۶۳	*۵/۰۹	۳/۶۸	*۵/۰۹	*۸/۴۲
Jakarta	۲/۳۷	۲/۱۵	۵/۲۱	۴/۵۸	۳/۶۴	۵/۲۱	۸/۳۸
Straits	۳/۵۷	۲/۶۷	۴/۰۰	۳/۲۰	۲/۶۹	۴/۰۰	۵/۴۵
Philad	۲/۰۰	۳/۸۳	۳/۷۹	۳/۱۵	۲/۱۹	۳/۸۳	۵/۱۲
SET index	**۹/۰۱	۵/۸۶	۴/۸۳	۴/۲۹	*۳/۵۶	**۹/۰۱	**۹/۰۱
TEPIX	***۱۳/۷۳	**۸/۵۴	**۶/۶۵	**۵/۴۷	**۴/۲۳	***۱۳/۷۳	***۱۳/۷۳

منبع: یافته‌های تحقیق، *، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح اطمینان ۱۰، ۵ و ۱ درصد را نشان می‌دهند.

بر اساس آماره‌های آزمون بای و پرون برای تک تک بازارها، مشاهده می‌گردد که بر پایه آماره آزمونهای $SupF_T(1)$ ، UD_{max} و WD_{max} ، بازارهای سهام برزیل و شیلی دارای یک نقطه شکست ساختاری معنادار هستند. از طرفی بر پایه آماره‌های $SupF_T(5)$ ، UD_{max} و WD_{max} ، بورس اوراق بهادار تهران، بازارهای سهام شانگهای چین و تایلند دارای ۵ نقطه شکست ساختاری معنادار در مدل رگرسیون سری زمانی CAPM هستند. همچنین بر اساس مقدار آماره‌های $SupF_T(4)$ ، UD_{max} و WD_{max} بازار سهام کوالالامپور دارای ۴ نقطه شکست ساختاری معنادار است. بر پایه آزمون شکست ساختاری بای و پرون

۱. این آزمون با استفاده از برنامه نوشته شده در محیط برنامه‌نویسی نرم‌افزار GAUSS-9 انجام گرفته است.

در دیگر بازارهای سهام مورد مطالعه این تحقیق شکست ساختاری دیده نمی‌شود. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که مدل کلاسیک CAPM برای ۵ بازار سهام برزیل، شیلی، بورس اوراق بهادار تهران، شانگهای چین و تایلند صدق نمی‌کند، زیرا پایداری ریسک سیستماتیک این بازارها بر پایه آزمون شکست ساختاری درونزای بای و پرون رد می‌گردد. همچنانکه قبلاً نیز بیان گردید، درونزایی نقاط شکست ساختاری جزء برتری‌های بارز آزمون بای و پرون است. به عبارتی دیگر این آزمون تاریخ وقوع شکستهای ساختاری در ضرایب یک مدل رگرسیونی سری زمانی تحت بررسی را به صورت درونزا تعیین می‌کند. تاریخ شکستهای معنادار به وقوع پیوسته ۵ بازار سهام برزیل، شیلی، بورس اوراق بهادار تهران، شانگهای چین و تایلند در جدول شماره ۴ گزارش شده است. براساس نتایج آزمون شکست، بازار سهام برزیل دارای یک نقطه شکست درونزای معنادار در اواخر سال ۲۰۰۹ می‌باشد. بازار سهام مکزیک نیز دارای یک نقطه شکست درونزای معنادار در ماه ۹ سال ۲۰۱۰ است. برای بازارهای سهام شانگهای چین، تایلند و بورس اوراق بهادار تهران نیز تاریخ میلادی ۵ نقطه شکست معنادارشان، گزارش شده هستند. برای بازار سهام کوالالمپور نیز تاریخهای میلادی ۴ نقطه شکست درونزای معنادار موجود گزارش شده است.

جدول ۴. تاریخ نقاط شکست درونزا برای بازارهای سهام دارای شکستهای ساختاری معنادار

شماره شکست R_{it}	تاریخ شکست ۱	تاریخ شکست ۲	تاریخ شکست ۳	تاریخ شکست ۴	تاریخ شکست ۵
Bore spa	۲۰۰۹.۱۱.۲۸	-	-	-	-
IPSA	۲۰۱۰.۹.۴	-	-	-	-
Shanghai	۲۰۰۶.۳.۴	۲۰۰۷.۹.۲۹	۲۰۰۸.۱۲.۲۰	۲۰۱۰.۳.۲۰	۲۰۱۱.۱۰.۸
KLSE	۲۰۰۶.۶.۳	۲۰۰۷.۱۲.۲۹	۲۰۰۹.۳.۷	۲۰۱۰.۹.۴	-
SET index	۲۰۰۶.۳.۱۸	۲۰۰۷.۷.۱۴	۲۰۰۸.۱۱.۱۵	۲۰۱۰.۳.۱۳	۲۰۱۱.۹.۲۴
TEPIX	۲۰۰۶.۳.۴	۲۰۰۷.۵.۱۲	۲۰۰۸.۳.۱	۲۰۰۹.۱۱.۲۱	۲۰۱۱.۳.۱۹

منبع: یافته‌های تحقیق

با استناد به نتایج آزمون شکست ساختاری بای و پرون پایداری ریسک سیستماتیک بازارهای سهام برزیل، شیلی، بورس اوراق بهادار تهران، شانگهای چین و تایلند رد می‌گردد، بنابراین شاخص ریسک سیستماتیک این بازار در طول زمان تغییر کرده است و یا به عبارتی ساده‌تر ریسک سیستماتیک این ۵ بازار سهام پویا است. از این رو با بکارگیری متدولوژی دو متغیره ناهمسانی واریانس BEKK و بر پایه رابطه (۹)، سری زمانی ریسک سیستماتیک این بازارها برآورد می‌گردد. نتایج تخمین مدل دو متغیره BEKK، نرخ بازدهی ۵ بازارهای سهام مذکور در بالا با نرخ بازدهی شاخص S&P500 به عنوان پراکسی بازدهی پورتفوی جهانی در جدول شماره ۵ گزارش شده است. این مدل با استفاده از نرم‌افزار EVIEWS.6 برآورد گردیده است.

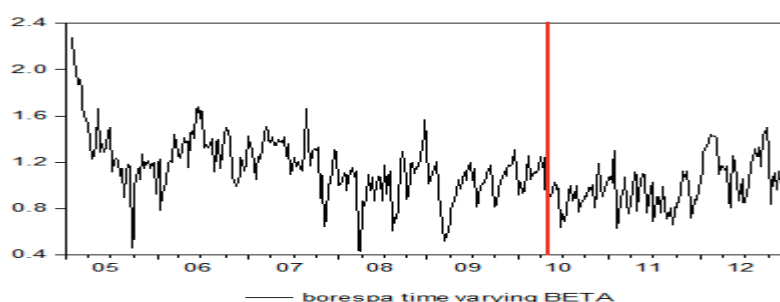
جدول ۵. نتایج تخمین مدل BEKK دو متغیره

متغیر	g_{11}	g_{12}	g_{22}	a_{11}	a_{22}	b_{11}	b_{22}
Bore spa	۱/۱۱(۰/۰۰)	۰/۶۱(۰/۰۰)	۰/۶۱(۰/۰۰)	۰/۳۴(۰/۰۰)	۰/۴۵(۰/۰۰)	۰/۸۹(۰/۰۰)	۰/۸۳(۰/۰۰)
IPSA	۰/۳۶(۰/۰۰)	۰/۱۷(۰/۰۰)	۰/۲۶(۰/۰۰)	۰/۳۸(۰/۰۰)	۰/۳۸(۰/۰۰)	۰/۹۰(۰/۰۰)	۰/۹۱(۰/۰۰)
Shanghai	۰/۱۵(۰/۲۱)	۰/۱۷(۰/۰۳)	۰/۶۱(۰/۰۰)	۰/۲۳(۰/۰۰)	۰/۵۱(۰/۰۰)	۰/۹۷(۰/۰۰)	۰/۸۱(۰/۰۰)
KLSE	۰/۰۷(۰/۰۳)	۰/۰۸(۰/۰۱)	۰/۲۹(۰/۰۳)	۰/۲۶(۰/۰۰)	۰/۴۳(۰/۰۰)	۰/۹۶(۰/۰۰)	۰/۸۹(۰/۰۰)
SET index	۰/۱۸(۰/۰۲)	۰/۰۱(۰/۸۸)	۰/۵۶(۰/۰۰)	۰/۱۴(۰/۰۰)	۰/۵۶(۰/۰۰)	۰/۹۸(۰/۰۰)	۰/۷۹(۰/۰۰)
TEPIX	-۰/۰۱(۰/۰۸)	-۰/۰۳(۰/۴۵)	۰/۶۰(۰/۰۰)	۰/۰۰(۰/۹۶)	۰/۵۶(۰/۰۰)	۱/۰۰(۰/۰۰)	۰/۷۸(۰/۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول ۵، پارامترهای g_{11} ، g_{12} و g_{22} ضرایب عرض از مبدأ معادلات واریانس و کواریانس دو متغیره برآورده شده هستند. پارامترهای a_{11} و a_{22} ضرایب آرچ و پارامترهای b_{11} و b_{22} ضرایب گارچ نامیده می‌شوند. ضرایب آرچ نشان‌دهنده اثرات شوکهای گذشته متغیرها بر رفتار دوره حاضر آنهاست و ضرایب گارچ بیانگر اثرات نوسانات گذشته متغیرها بر رفتار دوره امروز این متغیرها می‌باشند. همچنانکه مشاهده می‌گردد این ضرایب برای بازارهای سهام بررسی شده عموماً معنادار هستند. با دستیابی به

سری‌های زمانی واریانس بازدهی بازارهای سهام دارای نقاط شکست ساختاری معنادار و با بکارگیری رابطه (۹) از بخش متدولوژی تحقیق، سری زمانی ریسک سیستماتیک بازارهای سهام نامبرده برآورد می‌گردد. در نمودارهای ۱ تا ۵، روند زمانی سریهای زمانی ریسک سیستماتیک این ۵ بازار و نقاط شکست معنادار این بازارها به صورت خطوط عمودی به نمایش گذاشته شده است.

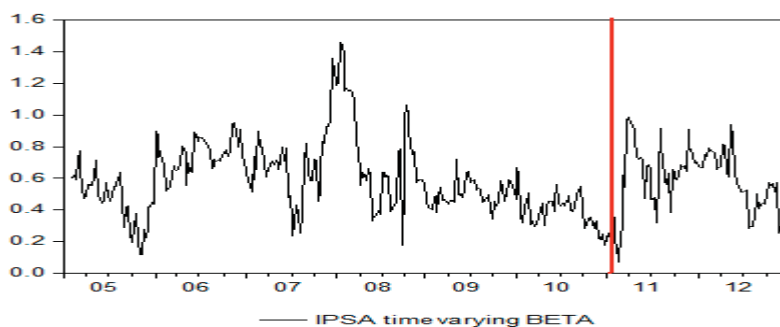


نمودار ۱. نمودار روند سری زمانی ریسک سیستماتیک بازار سهام برزیل

نگاهی موشکافانه در روند تغییرات شاخص ریسک سیستماتیک بازار سهام برزیل در نمودار شماره (۱) نشان می‌دهد که اولاً نوسانات چشمگیری در روند این شاخص دیده می‌شود، ثانیاً میانگین متوسط شاخص بتای این بازار پس از نقطه شکست درونزای بدست آمده از آزمون بای و پرون در اواخر سال ۲۰۰۹، به صورت محسوس و قابل توجهی کاهش یافته است. محاسبات محققان نشان می‌دهد که متوسط اندازه شاخص ریسک سیستماتیک بازار سهام برزیل از مقدار ۱/۱۷ در دوره قبل از وقوع شکست ساختاری به مقدار ۰/۹۸ در دوره بعد از نقطه شکست کاهش یافته است.

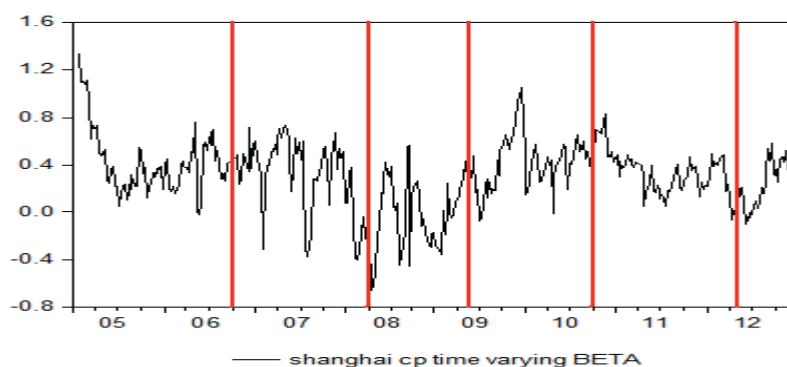
در نمودار شماره (۲) سری زمانی شاخص ریسک بتای بازار سهام شیلی به همراه نقطه شکست ساختاری معنادار در اواخر سال ۲۰۱۰ به نمایش گذاشته شده است. نوسانات چشمگیری در روند شاخص ریسک سیستماتیک این بازار دیده می‌شود. در اواسط سال ۲۰۰۷ همزمان با بروز بحران مالی جهانی اندازه شاخص ریسک سیستماتیک تا حدود ۱/۵

بالا رفته است. محاسبات نشان می‌دهد که مقدار متوسط ریسک سیستماتیک این بازار از مقدار ۰/۶۵ در دوره قبل از نقطه شکست ساختاری معنادار در اواخر سال ۲۰۱۰ به مقدار متوسط ۰/۵۵ در دوره بعد از شکست کاهش یافته است.



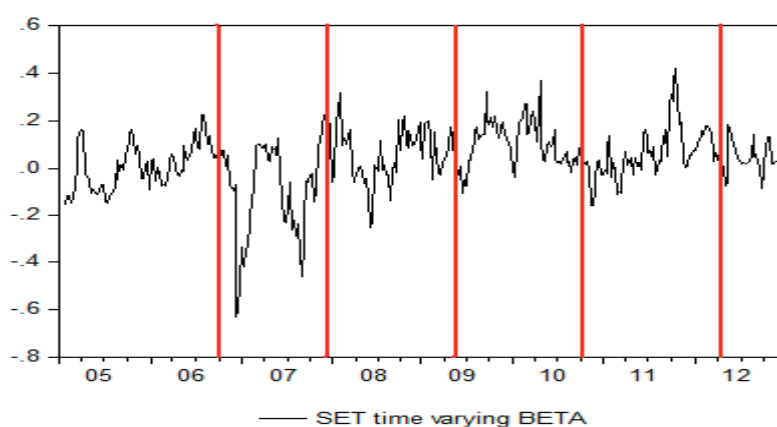
نمودار ۲. نمودار روند سری زمانی ریسک سیستماتیک بازار سهام شیلی

نمودار شماره ۳، بیانگر روند ریسک سیستماتیک بازار سهام شانگهای چین به همراه خطوط عمودی که نشانگر شکستهای ساختاری تعیین شده توسط آزمون بای و پرون می‌باشد.



نمودار ۳. نمودار روند سری زمانی ریسک سیستماتیک بازار سهام شانگهای چین

همچنانکه دیده می‌شود، ریسک سیستماتیک بازار سهام شانگهای چین دارای نوسانات شدید در طول سالهای ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۲ است، بطوریکه در برخی از بازه‌های زمانی منفی بوده است. در نمودار ۳، تاریخ‌های نقاط شکست به صورت خطوط عمودی ترسیم گردیده است. تعداد این نقاط با استناد به آزمون شکست بای و پرون ۵ نقطه متفاوت در سالهای مختلف از دوره زمانی ۷ ساله مورد مطالعه است. نقطه شایان ذکر در روند شاخص ریسک سیستماتیک این بازار این است که در اواسط سال ۲۰۰۹ مقدار شاخص ریسک این بازار به مقدار بیشتر از ۱ افزایش یافته است، که می‌تواند به دلیل بروز اثرات بحران مالی جهانی به این بازار در این دوره زمانی باشد. این ۵ نقطه شکست بازه زمانی مورد بررسی را به ۶ رژیم مختلف تفکیک می‌کند. متوسط شاخص ریسک سیستماتیک از مقدار ۰/۴۶ در رژیم اول به ۰/۳۹ در رژیم دوم، ۰/۰۷ در رژیم سوم، ۰/۲۷ در رژیم چهارم، ۰/۳۹ در رژیم پنجم و نهایتاً به مقدار متوسط ۰/۲۶ در رژیم ششم تغییر کرده است.

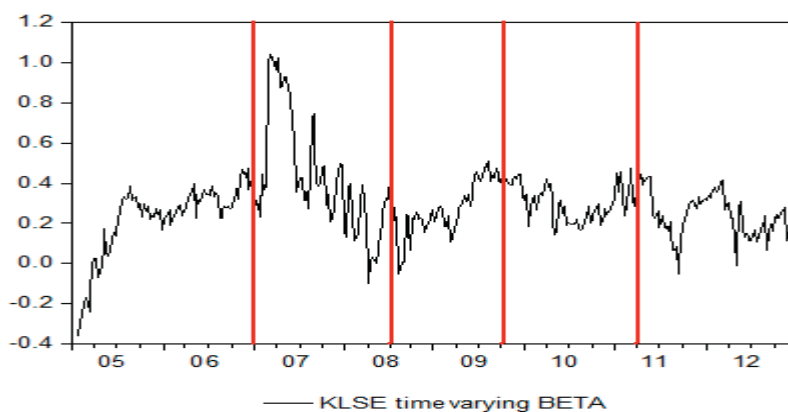


نمودار ۴. نمودار روند سری زمانی ریسک سیستماتیک بازار سهام تایلند

در نمودار شماره ۴، نقاط شکست پیدا شده توسط آزمون بای و پرون به صورت خطوطی عمومی در نمودار روند سری زمانی شاخص ریسک سیستماتیک بازار سهام تایلند به نمایش گذاشته شده است. به طور مشابه با دیگر بازارها در بازار سهام تایلند نیز

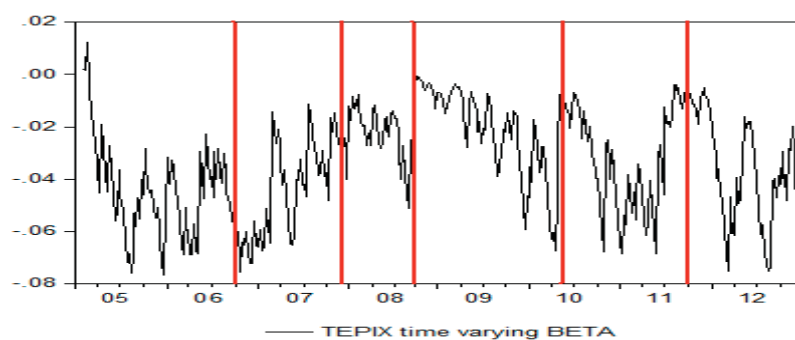
نوسانات معناداری در روند شاخص ریسک سیستماتیک محسوس است. در اواخر سال ۲۰۰۶ شاخص ریسک سیستماتیک این بازار تا کمتر از ۰/۶- کاهش یافته است. بیشترین سطح ریسک سیستماتیک به اواسط سال ۲۰۱۱ با مقدار بالای ۰/۴ برمی گردد. پنج نقطه شکست معنادار بدست آمده دوره مورد مطالعه را برای بازار سهام تایلد به ۶ رژیم متوالی تفکیک می کند. محاسبات نشان می دهد که مقدار متوسط شاخص ریسک سیستماتیک از عدد در رژیم اول به ۰/۰۲- به ۰/۰۶- در رژیم دوم، ۰/۰۰۲- در رژیم سوم، ۰/۱۱ در رژیم چهارم، ۰/۰۶ در رژیم پنجم و ۰/۰۸ در رژیم ششم تغییر کرده است.

در نمودار شماره ۵ که در ادامه آمده است، سری زمانی شاخص ریسک سیستماتیک بازار سهام کوالامپور و همچنین ۴ نقطه شکست معنی دار درونزای بدست آمده از آزمون بای و پرون آورده شده است. آنچه در این نمودار قابل توجه به نظر می رسد، افزایش اندازه شاخص ریسک سیستماتیک بازار سهام مالزی تا مقدار ۱ در اوایل سال ۲۰۰۷ است. چهار نقطه شکست معنادار موجود در فاصله زمانی مورد مطالعه، ۵ رژیم در این فاصله زمانی ایجاد می کند. مقدار متوسط ریسک سیستماتیک بازار کوالامپور از مقدار ۰/۱۷ در رژیم اول به مقدار ۰/۴۸ در رژیم دوم، ۰/۱۹ در رژیم سوم، ۰/۳۳ در رژیم چهارم و نهایتاً به مقدار متوسط ۰/۲۵ در رژیم پنجم در حال تغییر بوده است.



نمودار ۵. نمودار روند سری زمانی ریسک سیستماتیک بازار سهام کوالامپور

نهایتاً در نمودار شماره ۶ روند سری زمانی شاخص ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران به همراه خطوط عمودی ۵ گانه که نمایانگر تاریخ‌های شکست درونزای بدست آمده از آزمون بای و پرون گزارش شده است. با وجود نوسانات بالا، نوسانات ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران از مقدار $0/08$ تا $0/00$ در نوسان است. نتایج تخمین پویای شاخص ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران نشان می‌دهد که رابطه معناداری بین این بازار و روند جهانی شاخصهای مالی وجود ندارد. این نتیجه به دلیل ساختار خاص بورس اوراق بهادار تهران و تأثیرپذیری بورس از فاکتورها و عوامل سیاستی مختلف داخلی می‌باشد.



نمودار ۶. نمودار روند سری زمانی ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران

با استناد به نتایج بدست آمده می‌توان گفت که بورس اوراق بهادار تهران دارای کمترین مقدار شاخص ریسک سیستماتیک در بین بازارهای تحت بررسی است. نتایج نشان می‌دهد که بورس اوراق بهادار تهران از ریسک سرمایه‌گذاری بین‌المللی بسیار پایینی برخوردار است. از سویی دیگر بازارهای سهام نوظهور شرق و جنوب شرق آسیا از سطح ریسک سیستماتیک پایین‌تری نسبت به بازارهای سهام نوظهور آمریکای لاتین برخوردارند.

۶. بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش فرض ضمنی ثبات شاخص بتا در مدل CAPM برای دسته‌ای از بازارهای سهام نوظهور و بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون شکست ساختاری بای و پرون (۲۰۰۳) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان داد که با استناد به آماره‌های آزمون بای و پرون، برای بازارهای سهام برزیل، شیلی، بازار سهام شانگهای چین، تایلند، کوالالمپور مالزی و بورس اوراق بهادار تهران بی‌ثباتی معنادار در شاخص بتا دیده می‌شود. در ادامه جهت برآورد پویای شاخص بتای این بازارها از مدل چند متغیره ناهمسانی واریانس BEKK بهره گرفته شد. نتایج نشان می‌دهد که اولاً بر پایه برآوردهای انجام گرفته توسط مدل BEKK، نوسانات قابل ملاحظه‌ای در روند پویای ریسک سیستماتیک بازارهای سهام مذکور وجود دارد، ثانیاً سطح متوسط روند ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران، شانگهای چین تایلند و کوالالمپور نسبت به بازارهای سهام آمریکای لاتین پایین‌تر است، ثالثاً میانگین سطح شاخص ریسک سیستماتیک در دوره‌های قبل از وقوع شکست با دوره‌های بعد از وقوع شکست تفاوت معناداری دارد، بطوریکه نقاط شکست عموماً در تاریخ‌هایی رخ داده است که به دنبال آن مقدار متوسط ریسک سیستماتیک تغییر معناداری کرده است و بنابراین تخمین ثابت شاخص ریسک سیستماتیک منطقی نیست. بر پایه نتایج، به نظر می‌رسد که مدل BEKK از عملکرد خوبی در برآورد پویای ریسک سیستماتیک بازارهای سهام مورد مطالعه برخوردار باشد. بر پایه نتایج این پژوهش، سرمایه‌گذاران علاقه‌مند به سرمایه‌گذاری در بازارهای سهام بین‌الملل، با هدف مدیریت ریسک سرمایه‌گذاری، باید نسبت به میزان تأثیرپذیری بازارهای مورد نظر از روند جهانی شاخصهای مالی مراقب بوده و هوشیارانه عمل نمایند. از طرفی دیگر، به نظر می‌رسد که بازار سهام تهران و بازارهای سهام حوزه شرق و جنوب شرق آسیا از آسیب‌پذیری کمتری نسبت به نوسانات شاخصهای مالی جهانی برخوردار باشند، لذا سرمایه‌گذاری در این بازارها از امنیت بالا و ریسک پایین‌تری برخوردار خواهد بود. عدم معناداری همبستگی بورس اوراق بهادار تهران با روند جهانی

شاخصهای مالی بر ارتباط بسیار ضعیف بازار سهام تهران با بازارهای جهانی حکایت دارد که این امر، کاهش سرمایه‌گذاری خارجی را در بازار سهام تهران در پی دارد. لذا با هدف افزایش کارایی و ایجاد بستر برای سرمایه‌گذاری خارجی در بورس تهران ضروری است اقداماتی در راستای شفافیت بیشتر اطلاعاتی و آزادسازی بازارهای مالی داخلی صورت پذیرد. شایان ذکر است در تحقیقات آتی می‌توان به بررسی و مقایسه بازارهای سهام کشورهای حوزه خلیج فارس با بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. ضمن آنکه استفاده از مدل‌های دیگر ناهمسانی واریانس نظیر مدل همبستگی شرطی پویا^۱ در بررسی ارتباط بازارهای سهام به پژوهشگران توصیه می‌گردد.

منابع

- اسکندری آ. و حسینی ی. (۱۳۸۱). بررسی شاخص ریسک سیستماتیک شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران (۱۳۷۸-۱۳۸۴). برنامه و بودجه. ۲(۵): ۲۹-۵۴.
- تهرانی ر. و طباطبایی س.ج. (۱۳۸۶). بررسی ثبات شاخص ریسک سیستماتیک شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی. ۲۳: ۱۳-۳۹.
- تهرانی ر. و چیت سازان ه. (۱۳۸۳). بررسی روند ریسک سیستماتیک و ثبات بتای شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی. ۶(۱): ۲۷-۳۸.
- خدادادی و.؛ دستگیر م. و نصر اصفهانی ح. (۱۳۸۹). بررسی دقت پیش‌بینی دو مدل قیمت‌گذاری داراییهای سرمایه‌ای و مدل بتای پاداشی در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه علوم اقتصادی. ۳۹: ۸۱-۹۸.
- سعیدی ع. و رامشه م. (۱۳۹۰). عوامل تعیین‌کننده ریسک سیستماتیک سهام در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشهای حسابداری مالی. ۷: ۱۲۵-۱۴۲.
- محمد ش.؛ میرصانعی س.ر. و عباسی‌نژاد ح. (۱۳۸۶). بررسی روشهای مختلف تخمین بتا در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۴(۴۷): ۳-۳۸.
- Altinsoy, G. (2009). Time-varying beta risk of Turkish Real Estate Investment Trusts: An analysis of alternative modeling techniques. *METU Studies in Development*, Vol. 37, NO.2, pp.72-91.
- Asteriou, D. (2006), *Applied Econometrics, A modern approach using Eviews and Microfit*, Palgrave Macmillan, New York, USA.
- Bai, J., Perron, P., (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes, *Econometrica*, 66, 47-68.
- Bai, J., Perron, P., (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*. 18, 1-22.
- Black, Fischer, Jensen, Michael C., Scholes, Myron, (1972). The capital asset pricing model: some empirical tests. In: Jensen, Michael C. (Ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*. New York, pp.79-121.
- Bollerslev, T. and Engle, R., and Wooldridge, J. (1988), A capital asset pricing model with time varying covariance. *Journal of Political Economy*, 96, pp.116-131.

- Brock, C. (2008). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge university press.
- Cai, Z. and Ren, Y. (2011). A New Estimation on Time-Varying Betas in Conditional CAPM, *Miscellaneous Papers*, Vol.7, pp. 711-217.
- Caporale, T. (2012), Time varying CAPM beta and banking sector risk. *Economic Letter*, No.115, pp. 293-295.
- Choudhry, T. and Peng, L.L, K. (2010). Time varying Beta and Asian financial crisis: evidence from Asian industrial sectors. *Japan and The World Economy*, No.22, pp. 228-234.
- Choudhry, T. and Wu, H. (2009). Forecasting the weekly Time-Varying Beta of UK firms : GARCH Models vs Kalman Filter Method. *European Journal of Finance*, vol. 15, issue 4, pp. 437-444.
- Engle, R.F and Kroner, K. (1995). Multivariate Simultaneous GARCH, *Econometric Theory*, 11, pp. 122-15.
- Fabozzi, F. and Francis, J. (1978). Beta as a random coefficient. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.13, pp: 101-116.
- Fama, E. and French, K.R (1995), Size and book to market factors in earning and returns. *Journal of Finance*, No.50, pp. 131-155.
- Foff, Robert W. and Josep, David Hillier. (2000). Time Varying Beta Risk: An Analysis of Alternative Modeling Techniques. *Journal of Business Finance & Accounting*. Volume 27, Issue 5-6, pp. 523-554.
- Grubel, H.G., (1968). Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows. *The American Economic Review*, 58(5), p.1299-1314
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- He, Z. and Kryzanowski, L. (2008). Dynamic betas for Canadian sector portfolios. *International Review of Financial Analysis*, Volume 17, Issue 5, PP. 1110-1122
- Koutmos, G. and Knif, J. (2002), Time variation and asymmetry in systematic risk: evidence from the Finnish stock exchange. *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 12, Issue 3, PP. 261-271.
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and selection of risky investment in stock portfolio and stock market returns. *Review of Economics and Statistics*, No.47, 13-37.
- Lu, J.R. and Lee, P.H. and Chuang, I.Y.(2011). Estimation of oil firm's systematic risk via composite time-varying models. *Mathematics and Computers in Simulation*, Vol. 81, Issue 11, pp. 2389-2399.
- Sharpe, W. (1964). Capital Asset pricing: a theory of market equilibrium under condition of risk. *Journal of Finance*, No.19: pp: 48-54.

Solnik, B. (1974). Why Not Diversify Internationally Rather Than Domestically?. *Financial Analysts Journal*, 30(4), p.48–54

Tsai, H.J. and Chen, M.C. and Yang, C.Y. (2013). A time-varying perspective on the CAPM and downside betas. *International Review of Economics & Finance*, Available online.