

بررسی تأثیر اخبار سیاسی بر تلاطم بازار سهام تهران (مقایسه‌ی مدل‌های عمومی FAGARCH و MSM)

غلامرضا کشاورز حداد

دانشیار دانشگاه صنعتی شریف G. K. Haddad@sharif.edu

هادی حیدری

پژوهش‌گر اقتصاد، فارغ التحصیل دانشگاه صنعتی شریف Hadi_h_k85@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۸۸/۴/۷ تاریخ پذیرش: ۸۹/۷/۲۷

چکیده

این تحقیق به بررسی تأثیر انتخابات و اخبار سیاسی پس از انتخابات ریاست جمهوری بر نوسانات بازدهی بازار سهام تهران به عنوان شوک سیاسی می‌پردازد. این بررسی بر اساس دو دسته‌ی مدل عمومی GARCH (GARCH و EGARCH و FIGARCH) و جابه‌جایی مارکف MSM برای داده‌های شاخص اصلی قیمت و داده‌های حجم معاملاتی بازار سهام تهران انجام شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که مدل‌های FIGARCH و MSM برای نشان دادن برخی از خواص آماری داده‌ها مانند حافظه‌ی بلندمدت، دمب پهن بودن، خوشه‌ای بودن واریانس‌ها و نشان دادن تعداد روزهایی که بازار سهام پرتلاطم‌تر و یا آرام‌تر است، موفق‌تر هستند. نشان می‌دهیم که تلاطم بازدهی سهام در روزهای قبل از انتخابات به دلیل شرایط عدم قطعیتی که بر بازار حاکم می‌شود، افزایش می‌یابد، هم‌چنین این افزایش تلاطم برای روزهای پس از انتخابات با به قدرت رسیدن برنده انتخابات به دلیل شوک‌های سیاسی هم‌چنان پایدار است. با استفاده از مدل MSM احتمال غیرشرطی که سرمایه‌گذار در این دوره در دام یک روز پر تلاطم بیفتد، را به دست می‌آوریم. نتیجه نهایی این‌که دو مدل FIGARCH و MSM به عنوان دو مدل کاربردی برای مدل‌سازی تلاطم در بازار سهام موید هم‌دیگر بوده و می‌توان آن‌ها را به عنوان ابزارهایی با کار برد متفاوت برای تحلیل تلاطم بازار سهام به کار برد.

طبقه‌بندی JEL: G14, P16

کلید واژه‌ها: شوک‌های سیاسی - مدل‌های عمومی FIGARCH - مدل جابه‌جایی مارکف

(MSM)

۱- مقدمه

امروزه تحقیقات تجربی و نظری گسترده‌ای به بررسی رابطه‌ی میان وقایع سیاسی و تلاطم‌ها در بازارهای مالی پرداخته‌اند. محققان با مطالعه بازارهای ارز، سهام و اوراق قرضه نقش انتخابات پارلمانی، سیستم‌های انتخاباتی و عدم قطعیت سیاسی مؤثر در ارزش‌داری‌ها و تلاطم‌بازدهی آن‌ها را مورد بررسی قرار داده‌اند. این تحقیقات دارای شباهت‌های بسیاری با همدیگر هستند، یکی از این ویژگی‌های مشترک آن‌ها استفاده از برخی از مدل‌های اقتصادسنجی مانند مدل‌های $ARMA^1$ ، $GARCH^2$ ، یا MSM^3 است. از این مدل‌ها برای انجام پیش‌بینی از سری‌های زمانی مالی پرفراوانی^۴ برای قیمت‌داری، استفاده کرده‌اند. هم‌چنین انتظارات و عدم قطعیتی که در مورد نتایج انتخابات و تثبیت دولت وجود دارد، می‌تواند بر احتمال جابه‌جایی تعادل و تغییر در تلاطم در بازارهای مالی تأثیر بگذارد.

برخی تحقیقات میانگین‌بازدهی ماهیانه برای شاخص DJIA^۵ بازار سهام آمریکا در سال‌هایی که انتخابات ریاست جمهوری برگزار شده و سال‌هایی که انتخابات ریاست جمهوری برگزار نشده را با یکدیگر مقایسه کرده‌اند. این تحقیقات بازدهی ماهیانه برای ۲۰ دوره‌ی انتخابات از نوامبر ۱۹۲۸ تا می ۲۰۰۸ در نظر گرفته شده است، (۸۱ سال، ۲۰ دوره‌ی انتخابات ریاست جمهوری). نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که میانگین بازدهی ماهیانه برای ماه‌هایی که انتخابات ریاست جمهوری وجود داشته، متفاوت از ماه‌های عادی بوده است.

در بازار سهام تهران (TSE)^۶ نیز با نزدیک شدن به زمان انتخابات ریاست جمهوری در سال ۱۳۸۴ بازار سهام دچار تلاطمی شد، به طوری که در هفته آخر فروردین ماه شاخص اصلی بازار با افزایش بیش از ۴۶۰ واحدی روبرو می‌شود و در هفته‌ی آخر اردیبهشت بیش از ۱۶۰ واحد کاهش می‌یابد. از طرفی با نزدیک شدن به زمان انتخابات ریاست جمهوری سال ۱۳۸۴، از تاریخ ۱۲ خرداد ۱۳۸۴ تا تاریخ ۱۰ مرداد ۱۳۸۴ شاخص اصلی بازار سهام بیش از ۱،۱۵۵ کاهش می‌یابد. به طور کلی برای یک بازه‌ای از زمان، تقریباً هفت ماه قبل از انتخابات (از تاریخ ۱۳۸۳/۹/۱ معادل ۲۰۰۴/۱/۲۱) و

1- Autoregressive Moving Average.

2- Generalized Autoregressive Conditional heteroscedasticity .

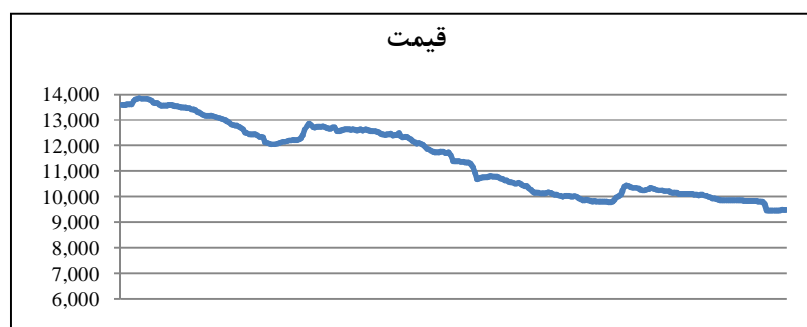
3- Markov-Switching Model .

4- High Frequency.

5- Dow Jones Industrial Average .

6- Tehran Exchange Market .

تقریباً هفت ماه پس از انتخابات (تا تاریخ ۱۳۸۵/۱/۲۱ معادل ۲۰۰۶/۳/۹) نمودار (۱-۱) روند شاخص قیمت اصلی را نشان می‌دهد.



نمودار ۱- شاخص قیمت سهام در بورس سهام تهران برای دوره‌ی ۱۳۸۳/۹/۱ تا ۱۳۸۵/۱/۲۱

در این تحقیق ما به بررسی تأثیر شوک‌های سیاسی پس از انتخابات ریاست جمهوری سال ۱۳۸۴، بر تلاطم بازار سهام تهران می‌پردازیم. پیشبرد تحقیق استفاده از انواع متغیرهای برون‌زایی است که در مدل‌های برازش تلاطم (MSM و FIEGARCH) به کار رفته‌اند، مشخص می‌کنیم که تلاطم پس از انتخابات در چه جهتی تغییر کرده است. به عبارت دیگر متغیرهای برون‌زا نشان می‌دهند که در دوره‌های پس از انتخابات افزایش تلاطم که به دلیل افزایش حجم معاملاتی به وجود آمده است ناشی از شکل‌گیری صف فروش در بازار سهام بوده است. هم‌چنین به بررسی رفتار تلاطم در بازار سهام تهران در ماه قبل از انتخابات با توجه به عدم قطعیتی که بر بازار حاکم می‌شود پرداخت‌هاییم. سپس با توجه به دو نوع کلی از مدل‌ها که در این تحقیق به کار گرفته شده نشان داده‌ایم که نتایج به دست آمده از این مدل‌ها موید همدیگر بوده و بازیگران بازار سهام از نتایج هر کدام از این مدل‌ها به عنوان ابزاری کاربردی برای این دوره می‌توانند استفاده نمایند. در ادامه‌ی مقاله بخش دو به معرفی پیشینه تحقیق می‌پردازد، در بخش سه به معرفی مدل و متغیرهای به کار گرفته شده برای این تحقیق می‌پردازیم. در بخش چهار داده‌های استفاده شده بررسی می‌شود. در بخش پنج به تحلیل نتایج به دست آمده از برازش‌ها خواهیم پرداخت. خلاصه و نتیجه‌ای از مقاله در بخش شش ارائه می‌شود.

۲- پیشینه تحقیق

تأثیر حوادث سیاسی بر بازارهای مالی از کانال‌های مختلفی انجام می‌گیرد. در بیش‌تر موارد این رویدادها سبب افزایش تلاطم در بازارهای مالی می‌شوند، به عبارت دیگر بازارهای مالی به این اخبار سیاسی واکنش نشان می‌دهند. فاما^۱ (۱۹۷۰) نشان داد که بازار ارز نسبت به اطلاعات سیاسی کاملاً واکنش نشان می‌دهد و کارا است. بایلی و دیگران^۲ (۱۹۹۶) نیز به این نکته اشاره مستقیمی دارند که: "قیمت‌های فعلی را می‌توان به عنوان یک آماره‌ی کافی برای توزیع تغییرات قیمت‌ها در آینده در نظر گرفت". در برخی از مورد سازماندهی‌های متفاوت سیاسی کشورها باعث کاهش تأثیر این اخبار سیاسی می‌شود. به عبارت دیگر تعدد احزاب سیاسی در یک کشور ممکن است روی این تلاطم مؤثر باشند. (فریمن، هیز، استیکس ۲۰۰۰)

نکته‌ای که لبلانگ و برن‌هارد^۳ (۲۰۰۰a) در تحقیقات خود به آن اشاره می‌کند این است که فرضیه کارایی بازار سهام، دارای دو استلزام مهم است: اول این‌که در حالت تعادل فقط حوادث پیش‌بینی نشده مقدار متوسط ارزش‌داری را تحت تأثیر قرار می‌دهند و این یعنی این‌که فقط حوادث سیاسی غیرقابل پیش‌بینی برای معامله‌گران، می‌توانند تأثیر بیش‌تری روی بازار بگذارند و تأثیر حوادث سیاسی قابل پیش‌بینی، جزئی است. دوم این‌که با اطمینان بیش‌تری می‌توان گفت که انتظارات عقلایی و کارایی بازار به پیش‌بینی واریانس‌داری‌ها هیچ اشاره‌ای ندارند و این بدین معنا است که این پیش‌بینی‌ها ممکن است که ناریب باقی بمانند، ولی واریانس آن‌ها در طول زمان تغییر خواهد کرد. بنابراین از دقت پیش‌بینی‌ها در طول زمان کاسته می‌شود. از طرفی با توجه به این‌که اطلاعات رسیده به بازارهای داری، روی تلاطم قیمت‌ها تأثیر می‌گذارد (کلارک و هالبرگ ۱۹۷۳، توچن و پیتس ۱۹۸۳، مالوین و یین ۲۰۰۰)^۴ می‌توان این ادعا را داشت که وقایع سیاسی در خلال دوره‌هایی که پتانسیل تغییرات سیاسی در کشور وجود دارد، می‌تواند باعث تغییر تصمیمات معامله‌گران در بازارهای مالی شود و این نیز می‌تواند به نوبه خود بر تلاطم در بازار سهام مؤثر باشد.

هرون (۲۰۰۰) در یک تحلیل پایه‌ای نشان داد که اگر حزب کارگر در انگلستان در انتخابات ۱۹۹۲ در مقابل حزب محافظه کار برنده شود، نرخ بهره کوتاه مدت در حدود ۰.۰۱ افزایش یافته و این باعث می‌شود که تلاطم‌ها در بازار سهام افزایش یابد. لین و

1- Fama .

2- Baillie and Bollerslev .

3- Leblang and Bernhard.

4- Clark and Hallerberg, Touchen and Pitts , Melvin and Yin .

روبرت^۱ (۲۰۰۱) نشان دادند که بازدهی برخی از سهام‌های معین تحت تأثیر انتظارات در مورد انتخابات سال ۲۰۰۰ در تایوان قرار گرفته‌اند. هم‌چنین پانتزالیز و استانگل و توتل^۲ (۲۰۰۰) در بررسی‌های خود دریافتند که تغییرات قیمت‌ها در بازار سهام در هفته‌های قبل از انتخابات از یک الگوی متفاوت از هفته‌های بعد از انتخابات است. که این بدین دلیل است که در هفته‌های آخر انتقال اخبار سیاسی به بازار سهام با توجه به تبلیغات نامزدها و احزاب سیاسی بیش‌تر می‌شود. اگرچه برخی از محققان روی بهترین مدل‌های آماری تلاطم از نظر تخمین و تشریح موضوع تمرکز کرده‌اند، ولی فقط برخی از آن‌ها روی مدل GARCH برای نشان دادن تأثیر شوک‌های سیاسی روی این تلاطم استفاده کرده‌اند. لبلانگ و برن‌هارد (۲۰۰۰) مدل GARCH را برای تخمین تأثیرات حزبی‌گرایی انتخابات و افکار عمومی برای تلاطم بازار ارز استفاده کردند و برم و گرونک (۱۹۹۴) از یک مدل ARCH برای آزمودن تلاطم در تأیید افکار عمومی برای انتخاب مجدد رئیس‌جمهور استفاده کرده‌اند. اقتصاددانان سیاسی که به مطالعه تأثیرات سیاسی دموکراسی بر بازارهای مالی می‌پردازند اغلب از یک سری از مدل‌های حداقل مربعات غیر خطی^۳ استفاده می‌کنند. به عنوان مثال هرون (۲۰۰۰) و هرون و دیگران (۱۹۹۹) به آزمون تأثیرات انتخابات پارلمانی و حزبی‌گرایی در بازار سهام با استفاده از یک مدل غیرخطی پرداختند. فری من و دیگران در سال (۲۰۰۰) به بررسی نقش سیاست‌های داخلی و خارجی چند کشور که پس از انتخابات تغییر می‌کنند برای بازار ارز آن کشورها با استفاده از یک مدل MSM^۴ پرداختند. در مطالعه دیگر باکس و استیفن (۱۹۹۶) با استفاده از روش سوول^۵ (۱۹۹۲) به آزمون کردن ناهمسانی واریانس در شناسایی حزبی‌گرایی فردی پرداختند.

طیف وسیعی از محققان اقتصادی بر این باورند که بنا به آزمون‌های آماری تأثیرات متغیرهای سیاسی روی تلاطم بازارهای مالی با استفاده از مدل MSM به نتایج دقیق‌تر و دارای پیش‌بینی‌های بهتری نسبت به سایر مدل‌های غیرخطی و مدل‌های عمومی GARCH می‌باشند. که از جمله این محققان می‌توان به ترنر و دیگران^۶ (۱۹۹۸) و وان و اسکالر^۷ (۱۹۹۷) و سولا و تیمر من^۸ (۱۹۹۴)، سیموناتو^۹ (۱۹۹۲) و کیم و

1- Lin and Robert .
 2- Pantzalis and Stangel and Tuttle.
 3- Non linear least square.
 4- Markov-Switching Model .
 5- Sowell 's method.
 6- Turner et al .
 7- Van norden and Schaller .
 8- Sola and Timmerman .
 9- Simonato .

و دیگران^۱ (۲۰۰۲) اشاره کرد. در یک تحلیل تجربی فری من و دیگران در سال (۲۰۰۰) در یک تحقیق در یافتند که مدل‌های MSM نسبت به مدل‌های GARCH دارای برآزش بهتری برای تلاطم نرخ ارز هستند.

نکته‌ی قابل توجه این است که در یافته‌های فریمن و دیگران از داده‌های سری زمانی نرخ ارزی استفاده شده که جزء پسماند آن دارای اثرات ARCH نبوده‌اند.^۲ که یک مورد نادر برای داده‌های بازارهای مالی است. هم‌چنین سولا و تیمرمن (۱۹۹۶) به مقایسه مدل EGARCH^۳ با مدل MSM پرداختند و دریافتند که مدل دوم دارای برآزش بهتری برای تخمین تلاطم بازدهی سهام است. ولی می‌توان گفت که نتایج به‌دست آمده در این تحقیق دارای هیچ برتری از لحاظ آماری مانند عملکرد نسبی پیش‌بینی‌های مدل‌ها نیست.

نکته‌ی دیگری که در این تحقیق قابل توجه است این است که به بررسی تلاطم‌های بازار سهام بعد از انتخابات ریاست جمهوری و تأثیرات حزبی بر بازار سهام می‌پردازیم. بنا به برخی از مطالعات وقتی که سرمایه‌گذاران انتظار دارند که نماینده حزب چپ یا دموکرات‌ها (یا حزب کارگر در انگلستان) برنده انتخابات باشند، تلاطم‌ها در بازار سهام افزایش می‌یابد. از جمله این تحقیقات که از مدل MSM استفاده کرده‌اند می‌توان به آلزینا و دیگران^۴ (۱۹۹۷) و فریمن و دیگران (۲۰۰۰) و هرون (۲۰۰۰) اشاره نمود.

اما لبلانگ و مخرجی^۵ (۲۰۰۴) با استفاده از مدل‌های عمومی GARCH و مدل‌های MSM و مقایسه آن‌ها با همدیگر به نتیجه عکس رسیده‌اند یعنی در صورتی که سرمایه‌گذاران انتظار داشته باشند که دموکرات‌ها برنده انتخابات باشند تلاطم در بازار سهام کاهش پیدا می‌کند. آن‌ها در این تحقیقات از دو مجموعه داده‌های بازدهی سهام بازار S & P رقابت‌های انتخاباتی سال ۲۰۰۰ و معاملات پس از اعلام نتایج انتخاباتی استفاده کردند. اگر چه ممکن است داده‌های استفاده شده در تحقیق لبلانگ و مخرجی تقریباً متمایز از داده‌های به‌کار برده شده در سایر تحقیقات باشد اما نتایج آن‌ها قابل توجه بوده است. فروزی که آن‌ها در بررسی خود استفاده کرده‌اند در هر دو سطح فردی^۶ و هم‌فزون^۷ پذیرفتنی به نظر می‌رسند.

1- Kim et al.
2- Freeman.
3- Exponential GARCH.
4- Alesina et al .
5- Leblang and Mukherjee.
6- Standard and Poor's .
7- Individual level .
8- Aggregate level.

۳- چارچوب تحلیل

برای صورت بندی تلاطم ایجاد شده در بازدهی شاخص بازار سهام تهران و تأثیر انتخابات سال ۱۳۸۴ ریاست جمهوری، از دو دسته‌ی کلی از مدل‌ها استفاده خواهیم کرد دسته‌ی اول، مدل‌های عمومی GARCH است که ما برای تخمین تلاطم از مدل‌های GARCH, EGARCH, FIEGARCH استفاده می‌کنیم. دسته‌ی دوم مدل MSM است که در برخی از تحقیقات از آن‌ها استفاده شده است. در ذیل دو مدل را از لحاظ چگونگی توصیف جزئیات مسئله بررسی می‌کنیم.

۳-۱- مباحث نظری مدل

در این بخش به معرفی بازیگران و دنباله حرکت‌ها در بازار سهام و تابع مطلوبیت معامله گران می‌پردازیم. همچنین یک مدل قراردادی را برای معاملات سوداگرانه در نظر می‌گیریم، به گونه‌ای که در آن چگونگی واکنش معامله گران و بازارسازان به حوادث سیاسی پس از انتخابات ریاست جمهوری نشان داده می‌شود. برای آزمودن این که، چگونه عدم قطعیت در مورد نتایج انتخابات ریاست جمهوری، اطلاعات سیاسی و هویت نامزدهای ریاست جمهوری تلاطم‌های قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد، یک مدل معاملات سوداگرانه^۲ را می‌سازیم. به طور کلی در این مدل دو گروه عمده وجود دارد: گروه اول معامله گران استراتژیک هستند که مجموعه این معامله گران را با I و از اندیس i برای نشان دادن یک معامله گر استفاده می‌کنیم. در این مدل معامله گران به خرید و فروش سهام برای به دست آوردن سود در کوتاه مدت می‌پردازند و همانند مدل‌های معاملات سوداگرانه مانند کیلی^۳ (۱۹۸۴ و ۱۹۸۵)، آداماتی و پفلیدر^۴ (۱۹۸۸) پفلیدر^۴ (۱۹۸۸) فرض را بر آن قرار می‌دهیم، که معامله گران ریسک خنثی^۵ هستند. این فرض برای این در نظر گرفته می‌شود که بتوانیم از رابطه خطی بین ریسک و بازدهی استفاده کنیم. گروه دوم بازار سازان^۶ هستند که قیمت‌ها را بر اساس رفتار استراتژیک معامله گران تنظیم می‌کنند. معامله گرانی که در این مدل وجود دارند ابتدا علاقه مند به معامله دارایی با خروجی^۷ v هستند. منظور از خروجی v مقدار قیمت نهایی مورد علاقه برای دارایی می‌باشد. فرض ما بر این است که قبل از معامله تمام

1- Fractional Integrated EGARCH.

2- Speculative trading.

3- Kyle .

4- Adamati and Pflider .

5- Risk-neutral.

6- Market makers.

7- Terminal value.

بازیگران یک نشانه‌ی عمومی^۱ $s \in S$ را از طریق اطلاعات سیاسی مشاهده می‌کنند. این اطلاعات سیاسی شامل نتایج بالقوه انتخابات ریاست جمهوری و سیاست‌های هر حزب در صورت برنده شدن در انتخابات است. بنابر این S شامل برخی از جنبه‌ها مانند عقاید رای دهندگان و قول‌هایی است که هر کدام از نامزدهای در رقابت‌های انتخاباتی می‌دهند و با v همبستگی دارد. اطلاعات سیاسی که از مشاهده نشانه‌های s به دست می‌آید رفتارهای استراتژیک معامله‌گران را تحت تأثیر قرار می‌دهند و به گونه‌ای که در ادامه نشان داده می‌شود، بر روی قیمت سهام و تلاطم‌ها آن نیز تأثیر می‌گذارد. میانگین قیمت‌ها را با p_0 و واریانس آن را با $p_0 - v$ نشان می‌دهیم و فرض می‌کنیم که p_0 اطلاعات کامل^۲ در مورد هر سهم که معامله شده نشان می‌دهد. در اینجا فرضی متفاوت از سایر مدل‌های موجود داریم، بنابراین اطلاعات مربوط به انتخابات را برون‌زا^۳ در نظر می‌گیریم.

پس از مشاهده نشانه‌های عمومی هر سرمایه‌گذار و یا شرکت کننده در بازار به سازندگان بازار سفارشی به اندازه $x_i(I, s, v) + q_i$ سهم را برای خرید می‌دهد که در آن $x_i(I, s, v)$ بخشی از سفارشی را نشان می‌دهد که توسط معامله کننده با آگاهی از اطلاعات سیاسی توسط نشانه S و تعداد معامله‌گران I و انتظارات در مورد v به دست آمده است و q_i مقدار نقدینگی را نشان می‌دهد که معامله گر نسبت به آن هیچ اختیاری ندارد^۴. چنانچه کیلی (۱۹۸۴ و ۱۹۸۵) و فوستر و ویشوانتان^۵ (۱۹۹۵) فرض کرده‌اند q_i سهام‌هایی را نشان می‌دهند که معامله کنندگان برای تعادل در سبب دارایی خود به خرید و فروش آن‌ها می‌پردازند و از آن‌ها برای متنوع‌سازی ریسک^۶ دارایی‌های خود استفاده می‌کنند. بازارسازها قیمت‌ها را براساس اطلاعات برخاسته از سیگنال‌های S و جریان خالص سفارشات که به صورت $n = \sum_{i=1}^I x_i(I, s, v) + q$ با $q = \sum_{i=1}^I q_i$ تنظیم می‌کنند، به گونه‌ای که در شرایط سود صفر^۷ صدق کند.

بنابراین یک دنباله‌ای از حرکت‌ها برای بازیگرانی که در بازار سهام هستند به صورت زیر شکل می‌گیرد: اطلاعات سیاسی که از سیگنال S سرچشمه می‌گیرد، به وسیله تمام شرکت کنندگان در بازار دیده می‌شود به دنبال مشاهده‌ی سیگنال S معامله کنندگان

1- Public signal .
 2- Full information .
 3- Exogenous.
 4- Nondiscretionary liquidity trading.
 5- Foster and Vishvanthan .
 6- diversify Risk .
 7- Zero profit condition.

تقاضای خود را در مورد خرید و یا فروش سهام به تنظیم کننده قیمت‌ها یعنی سازندگان بازار ارائه می‌دهند و به این صورت مقدار جریان خالصی از سفارشات تعیین می‌شود و پس از این که بازار سازها قیمت‌ها را تنظیم کردند معامله صورت گرفته و در نتیجه قیمت نهایی سهام تعیین می‌شود. بنابراین شوک سیاسی از کانال حجم معاملات سفارش داده شده توسط معامله گران $i=1,2,\dots,I$ بر قیمت بازار تأثیر گذاشته است و از این طریق تلاطم در بازدهی را متاثر می‌سازد.

۳-۲ معرفی مدل‌های عمومی GARCH

مدل‌های عمومی GARCH در حال حاضر به طور گسترده‌ای در تخمین تلاطم در بازارهای مالی به کار می‌رود. مدل GARCH ساده به ما نشان می‌دهد که تلاطم در طول زمان مقدار ثابتی نیستند. پس از معرفی مدل‌های GARCH از آن جا که این مدل‌ها در طول زمان برای برخی دیگر از خواص ناهمسانی واریانس‌ها مانند اثر شوک‌های نامتقارن و ناپایداری نامتناهی به ترتیب با معرفی مدل‌های EGARCH توسط نلسون (۱۹۹۱) و IGARCH توسط بولر سلو، چو و کرونر^۱ (۱۹۹۲) کامل‌تر شدند.

بایلی و دیگران^۲ (۱۹۹۶) مدل GARCH را برای در نظر گرفتن^۳ حافظه‌ی بلندمدت داده‌ها بسط دادند. مدل به دست آمده از آن جا که یک تفاضل گیری کسری دارد، FIEGARCH می‌نامند. آن‌ها ثابت کردند که به منظور این که این حافظه‌ی بلندمدت از فرآیند گرفته شود، تفاضل گیری از مرتبه‌ی یک برای تبدیل مانای داده‌ها دقیق نیست، زیرا این تفاضل گیری برای حالتی است که حافظه‌ی بلندمدت نامتناهی باشد و باید تحت یک سری از آزمون‌های وجود ریشه واحد، برای ضرایب مورد نظر انجام شود. یک مقدار کسری از داده‌ها ممکن است قادر به گرفتن حافظه‌ی بلندمدت از داده‌ها باشند. هم‌چنین گرنجر و جوین^۴ (۱۹۸۱) نشان دادند که یک فرآیند با حافظه‌ی بلندمدت می‌تواند به صورت یک تفاضل گیری کسری مدل سازی شود. فرض کنیم که $y_t = \ln(P_t / P_{t-1})$ باشد و نمایانگر بازدهی پیوسته ترکیب شده از زمان t تا $t-1$ است و در آن P_t قیمت دارایی است در زمان t ، وقتی که بازار بسته می‌شود. فرض کنیم سری زمانی مورد علاقه را به دو قسمت جزء قابل پیش بینی $E(y_t | I_{t-1})$ و جزء غیرقابل پیش بینی ε_t تجزیه شود، یعنی داشته باشیم:

$$y_t = E(y_t | I_{t-1}) + \varepsilon_t$$

1- Bolerslev, Chou, Kroner .

2- Baily et al.

3- Capture .

4- Granger and joyin.

برای سادگی کار می‌توان ε_t را با توزیع نرمال به صورت $\varepsilon_t \sim N(\mu, \sigma_t^2)$ در نظر بگیریم. برخلاف مزیت‌هایی که برای اندازه‌گیری تلاطم خوشه‌ای، مدل‌های GARCH دارای حداقل دو مشکل برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها و هم‌چنین محاسبه‌ی ارزش در معرض خطر^۱ هستند. اولین محدودیت مدل GARCH این است که یک پاسخ متقارن از تلاطم را به شوک‌های مثبت و منفی می‌دهد. به هر حال به صورت گسترده‌ای در ادبیات اقتصادی پذیرفته شده است که بازدهی سهام دارای همبستگی منفی با تلاطم بازار سهام دارد (بلک ۱۹۷۶، شورت ۱۹۸۹، براون، نلسون، سونیر ۱۹۹۵).^۲ نلسون در سال (۱۹۹۱) پیشنهاد داد که تلاطم در مقابل خبر بد تمایل به افزایش دارند (بازدهی بیش از آن‌چه که انتظار داریم کاهش یابد) و این برای خبر خوب برعکس است. محدودیت دوم این است که مدل GARCH یک مدل با حافظه‌ی کوتاه مدت است به‌گونه‌ای در این مدل فرض بر این است که یک شوک تلاطم با یک نرخ هندسی و به‌سرعت میرا می‌شود. بسیاری از مطالعات تجربی گزارش دادند که یک خاصیت جالب تلاطم‌ها در بازدهی دارایی‌ها این است که چگونه برخی از شوک‌ها برای واریانس شرطی تأثیرات بلندمدت و پایدار دارند. (بولرسلو، چو، کرونر)^۳

در مدل فوق فرض ما بر این است که هیچ متغیر برون‌زایی روی میانگین تغییرات قیمت‌ها تأثیر نمی‌گذارد. در مدل GARCH توجه به این است که چگونه این مدل‌ها در تخمین تلاطم‌ها شامل شوک‌های برون‌زا می‌شوند، مهم است. این شوک برون‌زا را شوک اخبار سیاسی فرض می‌کنیم. از طرفی با بسط مدل فوق نتیجه می‌گیریم که متغیرهای برون‌زا بر این تلاطم تأثیرگذار هستند. این متغیرهای برون‌زا را در برخی از مقالات حجم معاملات روزانه I_t و یا متغیر مجازی^۴ D_t برای روزهایی که در آن انتخابات برگزار شده، در نظر می‌گیرند.^۵ اما از آن‌جا که متغیر حجم معاملات برای حالت‌هایی که یک شوک خبری منفی و یا یک شوک خبری مثبت به بازار برسد، واکنش مشابهی را از نظر افزایش حجم معاملات نشان می‌دهد، بنابراین، این متغیر به تنهایی شایستگی لازم را برای نشان دادن نوع تغییرات و جهت تغییرات ندارد. به عبارت دیگر در هر دو حالت یعنی رسیدن خبر خوب سیاسی و یا رسیدن اخبار بد سیاسی به بازار سهام، ممکن است با افزایش حجم معاملات در بازار سهام ولی با روند قیمت‌های متفاوتی مواجه شویم. از آن‌جا که این متغیر قابلیت تفکیک شدن برای حجم کل سهام خریداری شده

1- Value at Risk.

2- Black , Schwert, Brauon, Nelson, Sunir .

3- Bollerslev, Chou, Kroner .

4- Dummy variable.

5- David Leblang & Bumba Mukhreji and Leblang & Bernhard .

یا حجم کل سهام فروخته شده در بازار را ندارد، برای حل این مشکل، دو متغیر برونزای دیگر به مدل افزوده می‌شود. این متغیرهای برونزا به صورت زیر تعریف می‌شوند: متغیر برونزای PT^+ که برای روزهای با بازدهی مثبت بزرگتر از صفر و بقیه روزها برابر با صفر تعریف می‌شود. وارد کردن این متغیر در معادله‌ی تلاطم واریانس به عنوان یک متغیر برونزا می‌تواند به ما نشان دهد که، در روزهایی که بازدهی شاخص مثبت بوده است، تلاطم واریانس با توجه به تغییر در حجم معاملات چگونه تحت تأثیر قرار گرفته است. متغیر PT^- شامل بازدهی روزهایی است که در آن شاخص قیمت با کاهش مواجه بوده است، وارد کردن این متغیر برونزا در معادله تلاطم واریانس به ما نشان می‌دهد که در روزهایی که تغییرات قیمت نزولی بوده است، تلاطم در بازار سهام با توجه به تغییر در حجم معاملات، با چه تغییری مواجه شده‌اند. هم‌چنین در این تحقیق از سه متغیر برونزای دیگر نیز برای تأثیر روزهای انتخابات و روزهای پس از انتخابات در دوره‌ی مورد نظر به صورت زیر استفاده می‌کنیم. متغیر مجازی $Dummy_1$ دارای مقدار ۱ برای روزهای ماه قبل از انتخابات و برای بقیه روزها مقدار صفر است. متغیر مجازی $Dummy_2$ دارای مقدار ۱ برای روزهای بعد از انتخابات است که در آن یکی از نامزدهای انتخاباتی به قدرت رسیده است. به عبارت دیگر این متغیر دارای مقدار ۱ برای روزهای ۱۳/۴/۱۳۸۴ به بعد می‌باشد. هم‌چنین برای این که نشان دهیم که در روزهای پس از انتخابات ریاست جمهوری کاهش مقدار شاخص (روزهایی با بازدهی منفی) چه تأثیری بر تلاطم‌های بازار سهام داشته است، از حاصل ضرب دو متغیر برونزای PT^- و $Dummy_2$ استفاده می‌کنیم. برای در نظر گرفتن تأثیرات نامتقارن اخبار خوب و بد بر تلاطم بازدهی؛ نلسون (۱۹۹۱) مدل GARCH نمایی را پیشنهاد داد. بولرسلو و میکلسن^۱ (۱۹۹۶) برای معادله (۱) به یک بازنویسی به صورت زیر پرداخته‌اند. بنابراین شکل کلی مدل FIEGARCH(p,d,q) با توجه به متغیرهای برونزا به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} \ln(h_t) &= \omega + \delta_1 PT^+ + \delta_2 PT^- + \delta_3 PT.v \\ &+ \phi_1 Dummy_1 + \phi_2 Dummy_2 + \phi_3 Dummy_2 * PT^- \\ &+ \phi(L)^{-1} (1-L)^{-d} [1 + \alpha(L)] g(z_{t-1}) \\ z_t &= \varepsilon_t / \sqrt{h_t}, g(z_t) = \gamma_1 z_t + \gamma_2 [|z_t| - E|z_t|] \end{aligned} \quad (1)$$

برای حالتی که $d=0$ باشد همان مدل EGARCH است و برای $d=1$ به یک مدل IEGARCH تبدیل می‌شود و متغیرهای برون‌زا به صورتی که در قسمت قبل تعریف شده‌اند، در این قسمت نیز در معادله واریانس شرطی ظاهر شده‌اند. به طوریکه تابع $\{g(z_t)\}_{t=-\infty, \infty}$ یک فرآیند تصادفی با توزیع نابسته یکسان با میانگین صفر است. $\{g(z_t)\}$ شامل دو جزء $\gamma_1 z_t$ و $\gamma_2 [|z_t| - E|z_t|]$ است. که هر کدام دارای میانگین صفر هستند. در مدل EGARCH مربعات باقیمانده‌های تاخیری با تابع $g(z_{t-i})$ جای‌گذاری شده‌اند که این به دلیل این است که مدل به دست آمده برای خواص نامتقارن شوک‌ها را پوشش می‌دهد. در مدل بالا اگر $\gamma_1=0$ و $\gamma_2=0$ باشد، اگر مقدار Z_t بزرگ‌تر یا (کوچک‌تر) از آن مقداری باشد که انتظار داشتیم در این صورت شوک‌ها در $\ln(h_t)$ مثبت یا (منفی) هستند که تاییدی بر استدلال بلک ۱۹۷۶ است (مقدار داخل کروشه در معادله (۱) با توجه به فروض بالا یک مقدار منفی یا (مثبت) می‌شود). برای مقداری $-\infty < Z_t < \infty$ که است شیب $g(z_t)$ به صورت $\gamma_1 + \gamma_2$ است در غیراین صورت برای $-\infty < Z_t < 0$ شیب به صورت $\gamma_1 - \gamma_2$ به دست می‌آید. وجود پاسخ‌های نامتقارن یک خاصیت مخصوص و مفید برای مدل‌سازی تأثیرات سطح شوک در بازار سهام بوده^۱ و نیز شکل مشخص شده $\ln(h_t)$ نیز تضمین می‌کند که تابع واریانس شرطی h_t برای تمام انتخاب‌ها پارامترها همواره مقداری مثبت است. پس برای پارامترهای EGARCH هیچ محدودیت غیر منفی بودن وجود ندارد.

۳-۳- مدل جابه‌جایی مارکف MSM

در نوع دیگر از مدل‌های تخمین تلاطم، از مدلی MSM که برای اولین بار توسط هامیلتون^۲ ۱۹۸۹ معرفی شد، استفاده می‌کنیم. برای این حالت ما برخی از فرضیه‌های موجود تئوریک‌مان را با این مدل که دارای یک احتمال‌گذار^۳ است تخمین می‌زنیم. این روش یک نوع روش سری زمانی غیر خطی^۴ است، که در آن رژیم‌ها به وسیله یک حالت از فرآیند زنجیره‌ی مارکف غیر قابل مشاهده، به وجود می‌آیند. هامیلتون در سال (۱۹۸۹) فرآیند ساده مارکف اتورگرسیو را برای مدل‌سازی رشد ناخالص ملی آمریکا^۵ به کار برد. هم‌چنین برخی دیگر از این مدل‌ها برای مدل‌سازی سیکل‌های

1- Leverage effect.
 2- Hamilton.
 3- Probability transition.
 4- Nonlinear Time Series.
 5- GNP (Gross Domestic Products).

تجاری^۱ و ساختار نرخ بهره^۲ و برخی از متغیرهای مالی مانند نرخ ارز و بازار سهام استفاده کردند.^۳ برای مدل سازی شوک های سیاسی برخی از محققان از این مدل استفاده کرده اند و این مدل را بر سایر مدل های تخمین تلاطم ترجیح داده اند. که از جمله آن ها می توان به فریمن، هیز، استیکس (۲۰۰۰) و دیبولد، لی، وین باش^۴ (۱۹۹۴) نام برد. این مدل دارای یک سری خواص آماری مفید است که می تواند برخی از خواص داده های سری زمانی مالی مانند غیر خطی بودن، ناماننا بودن، خوشه ای^۵ و همبستگی متوالی و دم پهن بودن^۶ را در خود لحاظ نماید. نکته ای که علاوه بر همبستگی، انگل و سایر محققان در تحقیقات خود به آن اشاره کرده اند.^۷

برای تخمین تلاطم، قبل و بعد از شوک سیاسی انتخابات ریاست جمهوری از این مدل استفاده می کنیم. فرض ما بر این است که قیمت سهام به دو رژیم^۸ محدود می شود، می شود، یعنی این که ما دو رژیم را برای این مدل در نظر می گیریم. بنابراین یک مدل MSM از مرتبه اول داریم. هم چنین با توجه به خواص مدل MSM فرض می کنیم که احتمال این که بازدهی های بازار سهام تهران در حالت (۱ یا ۲) در زمان t تابعی از حالتی است که در زمان $t-1$ قرار داشته است. به طور کلی رژیم یا حالت ۱ وضعیت رانشان می دهد که داده های ما دارای واریانس بالا و میانگین بالا^۹ باشند و حالت ۲ یا رژیم دوم به وضعیتی اشاره می کند که داده های ما دارای میانگین پایین و واریانس پایین^{۱۰} می باشند. بنابراین سری هایی که ما آن ها را مشاهده می کنیم دارای ترکیبی از این دو رژیم یا حالت است به طوری که این ترکیب توسط یک احتمال گذار میان این دو حالت تعیین می شود. مشابه با آن چه که در کتاب اقتصاد سنجی هامیلتون (۱۹۹۴) برای این مدل دارد فرض می کنیم که قیمت های سهام و بازدهی ها به صورت ترکیبی از دو تابع چگالی نرمال متفاوت از هم باشند. به عبارت دیگر فرض ما بر این است که تلاطم بالا متناظر با آن توزیعی باشد که واریانس بزرگ تری دارد و تلاطم پایین متناظر با آن توزیعی باشد که دارای واریانس کم تری است. این فرض همانند آن فروزی است که در ادبیات تئوریک برخی از مقالات وجود دارد. زیرا فرض می شود که عواملی که در بازار سهام سرمایه گذاری می کنند در صورتی دارایی های با تلاطم قیمت بیش تر خریداری

1- Business Cycle.

2- Term Structure Interest Rate .

3- Eric zovit and Jiahue Wang.

4- Diebold, Lee, Weinbach.

5- Volatility Clustering.

6- Fat tail.

7- Hamilton, Engle, Durlan and McCurdy, Filardo.

8- Two Regimes.

9- High average and High variance.

10- Low average and Low variance.

می‌کنند که این دارایی‌ها دارای میانگین شرطی و یا (پاداش ریسک)^۱ برابر باشند. برخی از محققان که با این فرض به مدل‌سازی تلاطم‌ها پرداخته‌اند می‌توان به مرتون (۱۹۷۳) و تورنر، استراتز، نلسون^۲ (۱۹۹۸) اشاره کرد. هم‌چنین برای این‌که به مدل‌سازی تئوری‌های سیاسی و تأثیر آن بر تلاطم بازدهی، پردازیم فروض زیر را در مورد وضعیت بازار و واکنش‌های معامله‌گران به حوادث سیاسی در نظر می‌گیریم.

فرض اول این‌که منابعی که موجب تغییر در بازدهی بازار سهام می‌شوند اطلاعات سیاسی هستند که توسط معامله‌گران به صورت یک فرآیند متوالی جمع‌آوری شده، به گونه‌ای که این اطلاعات بر مقدار حجم معاملات و سایر انتظارات سهام‌داران تأثیرگذار خواهد بود.

فرض دوم این است که تغییر در رژیم بازدهی به دلیل عدم تعادل سیاسی است و در این مورد معامله‌گران بازار نمی‌توانند خود را در مقابل این ریسک‌ها پوشش دهند. (فروض فوق در فریمن، استیکس و هیز ۲۰۰۰ برای مدل‌سازی تلاطم‌ها بازار ارز و همین فرض توسط لبلانگ و مخرجی (۲۰۰۴) برای مدل‌سازی تلاطم بازار سهام در نظر گرفته شده است).

به صورت نمادین ما به تخمین یک مدل اتورگرسیو می‌پردازیم، که در آن واریانس مدل با یک احتمال‌گذار تغییر می‌کنند. که این خواص در یک مدل مارکف مرتبه‌ی اول در نظر گرفته می‌شوند. شکل کلی مدلی که ما در نظر می‌گیریم به صورت زیر است:

(هامیلتون ۱۹۸۹)^۳

$$y_t \begin{cases} \mu + \phi_{11} y_{t-1} + \varepsilon_t & S_t = 0 & y_t = \ln(p_t / p_{t-1}) \\ \mu + \phi_{21} y_{t-1} + \varepsilon_{2t} & S_t = 1 & \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2) \end{cases} \quad (2)$$

در معادله‌ی (۲) پارامترهای μ میانگین و σ^2 یک واریانس بالا را نشان می‌دهد و نیز σ^2 واریانس کم‌تر را نشان می‌دهند. ϕ ضریب AR را نشان می‌دهد و حالت‌ها نیز به صورت $S_t \in \{0, 1\}$ تعیین می‌شود، حالت‌ها نیز برای مدل مارکف دارای احتمال‌گذار به صورت زیر هستند:

$$\begin{aligned} \Pr(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) &= P_{11,t} & , & \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 0) = 1 - P_{11,t} & (3) \\ \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) &= P_{22,t} & , & \Pr(S_t = 0 | S_{t-1} = 1) = 1 - P_{22,t} \end{aligned}$$

که در آن $P_{11,t}$ احتمال وقوع تلاطم‌های بالا (حالت ۱) یعنی $S_t = 0$ را نشان می‌دهد، و $P_{22,t}$ احتمال وقوع تلاطم پایین (حالت ۲) یعنی $S_t = 1$ را نشان می‌دهد. با

1- Risk Premium.
2- Turner, Stratze, Nelson.
3- Hamilton.

توجه به نمودار (۲-۳) تقریباً فرض این که داده‌های بازدهی در دوره‌ی مورد نظر دارای جابه‌جایی در میانگین نباشند فرض منطقی به نظر می‌رسد زیرا چنانچه که در نمودار می‌توان دید تلاطم دارای تغییر در رژیم به صورت آشکار نیستند. برای آزمودن تأثیرات متغیرهای برون‌زا روی تلاطم می‌توان متغیر حالت را که یک متغیر پنهان است، در معادله (۲) وابسته به عدم قطعیتی که در اطلاعاتی که در بازار سهام است مانند حزب‌گرایی و حجم مبادلات روزانه و سایر متغیرهای برون‌زا که در بخش ۲.۲ برای مدل‌های عمومی GARCH به آن‌ها اشاره شد، دانست. در این تحقیق ما این عدم قطعیت در بازار بورس تهران را با متغیر پنهان در رژیم‌های متفاوت متناظر می‌کنیم. احتمال‌های داده شده در فرمول (۳) همان احتمال‌گذار از یک رژیم به رژیم دیگر را برای یک دوره نشان می‌دهند در صورتی که بخواهیم مقدار متوسط دوره‌هایی که بازار سهام در آن تمایل به ماندن دارد به صورت زیر به دست می‌آید:

$$1/(1-P_{11}) \quad , \quad 1/(1-P_{22}) \quad (4)$$

در معادله‌ی فوق بردارهایی از متغیرهای سیاسی در متغیر پنهان وجود دارد که احتمال‌گذار را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنا به آنچه که در قبل گفته شد، تغییرات سیاسی را منتقل شده به این متغیر فرض می‌کنیم. تفسیری که از فرمول (۴) می‌توان ارائه داد این است که پس از محاسبه مقادیر احتمال‌گذار با روش اشاره شده در هامیلتون^۱ مقدار فوق به متوسط تعداد روزهایی اشاره می‌کند که در آن بازار تمایل دارد در حالت تلاطم‌های بالا بماند، همچنین به همین صورت برای (۴) نیز می‌توان گفت که متوسط تعداد روزهایی را نشان می‌دهد که بازار در این دوره تمایل دارد در حالت تلاطم‌های بالا بماند. شکل احتمال بالا، مشابه تابع انتقالی است که در مدل‌های STAR از آن استفاده می‌شود. همچنین احتمال غیر شرطی این که بازار در این دوره در تلاطم‌های بالا یا پایین قرار گیرد به صورت زیر به دست می‌آید:

$$p(S_t = 0) = (1 - p_{22}) / (2 - p_{22} - p_{11}) ; p(S_t = 1) = (1 - p_{11}) / (2 - p_{22} - p_{11}) \quad (5)$$

برای تخمین پارامترهای مدل MSM از روش ماکزیمم راستنمایی استفاده می‌شود.

۴ - معرفی داده‌ها

از آنجا که در این تحقیق به بررسی اثر انتخابات ریاست جمهوری (۱۳۸۴) و شوک‌های سیاسی که پس از انتخابات بر بازار سهام می‌پردازیم، بنابراین دوره‌ی زمانی

1- Average duration.

2- Time series analysis, James Hamilton.

داده‌های مورد نظر را برای انجام مدل‌سازی از تاریخ ۱۳۸۳/۹/۱ تا تاریخ ۱۳۸۵/۲/۱ انتخاب می‌کنیم. لازم به توضیح است که این داده‌ها علاوه بر داده‌های شاخص اصلی بازار سهام تهران شامل داده‌های حجم معاملات روزانه بازار سهام می‌شود که از سایت رسمی سازمان بورس اوراق بهادار تهران^۱ تهیه شده است. داده‌ها یک بازه تقریباً متقارن ۷ ماه قبل و بعد از انتخابات ریاست جمهوری سال ۱۳۸۴ را دربر گرفته‌اند، هم‌چنین داده‌های حجم معاملات را نیز برای نشان دادن رفتارهای معامله‌گران در این دوره به کار می‌بریم. در جدول زیر به برخی از خصوصیات آماری داده‌های بازدهی بازار سهام در این دوره اشاره شده است. با توجه به جدول (۱) داده‌های مورد نظر دارای توزیع نرمال نیستند.

جدول ۱- ویژگی‌های آماری بازده شاخص سهام تهران

میانگین	-۰/۰۰۱۰۷۴
میانه	-۰/۰۰۰۷۱۲
چوالتگی	-۱/۲۸۴۹
کشیدگی	۱۵/۲۰۰۶
مقدار آماره‌ی چارک - برا	۹/۲۱۶۹

۵- تخمین مدل‌های عمومی GARCH و MSR

۵-۱- تخمین مدل‌های GARCH, EGARCH, FIEGARCH

ابتدا به برآورد میانگین شرطی می‌پردازیم. با توجه به پرفراوانی بودن داده‌های تحقیق (روزانه) ابتدا وجود حافظه‌ی بلندمدت در قسمت میانگین شرطی داده‌ها را آزمون می‌کنیم. با توجه به آن‌چه که در بخش ۲ اشاره شده است، این آزمون را برای داده‌ها انجام می‌دهیم. به‌طور کلی برای این هدف ۲ نوع آزمون ROS TEST و GPH TEST وجود دارد. نتایج به‌دست آمده از این آزمون‌ها برای داده‌های بازدهی به صورت جدول ۲ خلاصه می‌شود.

جدول ۲- آزمون وجود حافظه‌ی بلندمدت در بازدهی شاخص سهام تهران

آزمون	مقدار آماره	تعداد مشاهدات
R/S	۱/۲۸	۳۳۴

۳۳۴	۰/۷۶	GPH
-----	------	-----

نتایج جدول (۲)، تأیید می‌کند که میانگین داده‌ها دارای حافظه‌ی بلندمدت نیستند. مدل $ARMA(1,1)$ مدل مناسبی برای قسمت میانگین شرطی تخمین است. فرضیه نبود اثرات واریانس ناهمسانی شرطی برای باقیمانده‌های در سطح معنی‌داری نزدیک به صفر با مقدار آماره‌ی $57/70$ رد می‌شود. ابتدا به تخمین مدل $GARCH(2,2)$ و $EGARCH(2,2)$ اما باقیمانده‌های حاصل از این تخمین‌ها دارای واریانس ناهمسانی هستند. آماره‌ی یانگ-باکس برای مربع باقیمانده‌های استاندارد شده در سطح $0/05$ درصد معنادار نیست. بنابراین مدل تخمین زده شده آزمون تشخیص^۱ را برآورده نمی‌کنند. بنا به کارهای مشابه انجام شده^۲ این نقص در تخمین می‌تواند به دلیل وجود حافظه‌ی بلندمدت در تلاطم واریانس‌ها دانست. هم‌چنین برای قسمت واریانس ناهمسانی مدل $EGARCH(2,2)$ تخمین مناسبی را ارائه نمی‌دهد زیرا هنوز باقیمانده‌ها دارای اثرات (ARCH) هستند. علاوه بر لحاظ کردن تأثیر نامتقارن اخبار خوب و بد، هیچ کدام از متغیرهای برون‌زا نیز در این مدل معنادار نیستند. هر چند که مقادیر بازدهی دارای حافظه‌ی بلندمدت نمی‌باشند، اما توان دوم و یا قدر مطلق آن دارای همبستگی با حافظه‌ی بلندمدت است، مقادیر آماره‌ی یانگ-باکس برای توان دوم بازدهی‌ها $Q(200)=20/008(0/009)$ است.

این نتیجه نشان می‌دهد که، توان دوم بازدهی‌ها دارای همبستگی هستند (فرض صفر استقلال در سطح $0/01$ رد می‌شود). بنابر این شوک‌های وارده بر واریانس داده‌ها در این دوره پایدار است، این مشاهده منطبق بر تحقیقات انجام شده مانند تیلور^۳ (۱۹۸۶) و دینگ و گرنجر و انگل^۴ (۱۹۹۳) و انگل (۲۰۰۴) برای بازارهای سهام معتبر است.

در بیش‌تر تحقیقات مشابه^۵ که توزیع داده‌ها به درستی تشخیص داده نشده است، از یک تخمین زن متفاوت استفاده کرده‌اند. به عبارت دیگر در حالتی که توزیع داده‌ها به درستی تشخیص داده نشود به جای روش MLE از روش QMLE استفاده می‌کنند.^۶ بازدهی مورد نظر می‌پردازیم. فرض می‌کنیم باقیمانده‌های معادله‌ی میانگین دارای توزیع نرمال هستند. نتایج به‌دست آمده از این تخمین در جدول (۳) خلاصه شده است:

1- Diagnostic check.
2- Leblang and Bernhard , Leblang and Mukhrajie .
3- Taylor.
4- Ding, Granger, Engle.
5- Leblang & Bernhard 2000, Leblang & Mukhrejje.
6- Gourioux, Monfort, Trognon, Woldrige.

مقدار احتمال	آماره t	انحراف معیار	ضریب	متغیر
میانگین شرطی				
۰,۰۰۲۶	-۲, ۸	۰,۰۰۰۰۱۴	-۰,۰۰۰۰۳۹۴	C
۰,۰	۶,۷۳	۰,۰۵۶	۰,۳۸	AR(1)
۰,۰۰۰۸۸۷	۲,۳۸	۰,۰۵۱	۰,۱۲۲	MA(1)
واریانس شرطی				
۰,۰۰۳۸۷	-۲, ۶۷	۲, ۴۲	-۶, ۴۸	A
۰,۰	۴, ۸۰	۰, ۱۷۳	۰, ۸۳۱	ARCH(1)
۰,۰۲۶۲	۱, ۹۴	۰, ۱۶۹	۰, ۳۲۹۴	ARCH(2)
۰,۰۲۲۱	-۲,۰۱	۰, ۱۰۹	-۰, ۲۲۱	GARCH(1)
۰, ۲۳۲	۰,۷۳	۰,۰۸۵	۰,۰۶۳۰	GARCH(2)
۰,۰۱۳۴	۲,۰۲۱	۰, ۱۳۹	۰, ۳۰۹	LEV(1)
۰,۰	۷,۶۰	۰,۰۷۷۹	۰, ۵۹۳	LEV(2)
۰,۰	۸,۸۴	۰,۰۴۶۱	۰, ۴۰۷	T, v
۰, ۴۲۴	-۰,۱۹	۹۶, ۹۱	-۰, ۱۸۵	PT ⁺
۰,۰۹۳۰	-۱,۳۲	۸۸,۸۵	-۰,۰۱۱۷	PT ⁻
۰,۰۷۴۰	۱,۴۵	۰,۲۹۳	۰, ۴۲۵	Dummy _۱
۰,۰۱۸۶	-۲,۰۹	۰,۲۳۳	-۰,۰۵۰۲	Dummy _۲
۰,۰۶۳۰	-۱,۵۳	۹۲,۳۶۱	-۰,۰۱۴۲	Dummy _۲ * PT ⁻
۰,۰۳۰۹	۱, ۸۷	۰,۰۷۴۵	۰,۱۴۱	Fraction(d)

با توجه به نتایج به دست آمده در جدول (۳) برای قسمت میانگین شرطی ضرایب AR(1) و MA(1) در سطح ۰.۰۱ معنادار هستند. بنابراین بازدهی در هر دوره به صورت ضریبی از بازدهی دوره قبل و شوک دوره قبل است. برای قسمت واریانس در هر دوره با توجه به مقادیر p-value داده شده به تلاطم‌های دوره قبل و شوک‌های دو دوره قبل بستگی دارد. از طرفی با توجه به آن چه که در نلسون ۱۹۹۱ اشاره شد، برای داده‌های مورد نظر در این دوره اثر نامتقارن شوک‌های دو دوره قبل با توجه به معنادار بودن ضرایب متغیرهای (LEV(1) و LEV(2)) در سطح ۰/۰۵ مشخص است. بنابراین شوک‌های خوب و بد رسیده به بازار سهم دارای تأثیرات متفاوتی برای داده‌های مورد نظر بوده است. توجه کنیم که در این تحقیق سعی ما بر این است که اخبار سیاسی در این شوک‌ها لحاظ نشوند و این اخباری که به بازار سهام می‌رسند توسط متغیرهای برون‌زایی که در ادامه در مورد آن‌ها بحث می‌کنیم، نشان داده شوند.

جدول ۳- برآوردهای مشخص‌نمایی ARMA(1,1) و FIEGARCH(2,d,2)

مقدار احتمال	مقدار آماره	آزمون‌های تشخیصی
۰, ۱۸۴	۱۶, ۱۶	LB(۱۲)
۰, ۸۱۶	۷, ۵۸	LB ^۲ (۱۲)
۰,۰	۱۳۸, ۵	Jarque-Bera

مقدار آماره	آزمون‌های تشخیصی
-۳۰۰۰, ۲۲	AIC(۱۷)
-۲۹۳۵, ۲۳	BIC(۱۷)

هم‌چنین مقادیر p-value (مقدار احتمال) متغیرهای برون‌زای تأیید می‌کند که تمام متغیرهای وارد شده در مدل به‌جز متغیر PT^+ معنادار هستند. در این تخمین با توجه به جدول (۴-۵) معنادار بودن $T.v$ و PT^- و مقادیر ضرایب آن‌ها تأیید می‌کند که، بازدهی‌های منفی و تغییر در حجم معاملات سبب افزایش تلاطم در بازار سهام شده‌اند، پس در این دوره‌ی کاهش شاخص اصلی و افزایش صف فروش باعث افزایش تلاطم‌ها در بازار سهام شده‌اند. با توجه به معنادار بودن متغیر $Dummy_1$ می‌توان گفت که با نزدیک شدن به زمان انتخابات ریاست جمهوری در ایران تلاطم در بازار سهام افزایش می‌یابد. تأثیر اخبار سیاسی بر تلاطم واریانس‌ها به عنوان یک شوک سیاسی قابل توجه است زیرا این متغیر دارای مقدار ۱ برای یک ماه قبل از انتخابات و مقدار صفر برای بقیه روزها است.

اما متغیر برون‌زای دیگر به صورت $PT^- * Dummy_2$ می‌باشد، با توجه به حاصلضرب این دو متغیر برون‌زا از آن‌جا که ضریب به‌دست آمده یک مقدار منفی بوده و در سطح ۰/۰۱ معنادار است. از آن‌جا که پس از انتخابات انتظار سهام‌داران برای افزایش قیمت‌ها بعد از انتخابات برآورده نشده که موجب سیر نزولی قیمت سهام و افزایش صف فروش شده است.

روزهای پس از انتخابات، بازار سهام به‌دلیل اخبار سیاسی رسیده با افزایش قابل توجه تلاطم همراه بوده است. به گونه‌ای که این افزایش تلاطم حتی برای ماه‌های پس از انتخابات کاملاً قابل توجه است. از طرفی مقدار متغیر d که یک مقدار کسری ۰/۱۴ و معنادار است نشان می‌دهد که $0/5 < d < 0/5 -$ بنابراین شوک‌های وارده بر واریانس میرا هستند. با توجه به تحقیقات اشاره شده این مقدار کسری به معنای پایداری شوک‌های وارده بر تلاطم بازار سهام در این دوره می‌باشد. اما سرانجام این شوک‌های وارده بر واریانس میرا می‌شوند. مقادیر آماره‌ی یانگ - باکس برای باقیمانده‌ها استاندارد شده و مربعات آن‌ها نشان می‌دهد که باقیمانده‌های به‌دست آمده از برازش تصادفی بوده و دارای اثرات واریانس ناهمسانی شرطی نیستند، بنابراین مدل تخمین زده شده آزمون شناسا بودن را برآورده می‌کند.

۵-۲- تخمین مدل جابه‌جایی مارکف (MSR)

در ادامه آزمون هانسن را برای تأیید فرض وجود رژیم‌های متفاوت انجام می‌دهیم، هر یک از این رژیم‌ها نیز ممکن است که دارای میانگین و واریانس متفاوت باشند. بنابراین به طور کلی می‌توان گفت که آزمون هانسن در اصل فقط یک آزمون برای وجود دو رژیم متفاوت است. نتایج به‌دست آمده از آزمون هانسن^۱ (۱۹۹۷) برای داده‌های مورد نظر به صورت زیر است:

جدول ۴- نتایج آزمون هانسن برای فرضیه وجود رژیم‌های متفاوت

مقدار آستانه	-۰,۰۰۳۳
مقدار آماره‌ی آزمون (F)	۱۹۰,۷۵
P-value	۰,۰۰۱

مقدار آماره‌ی آزمون F و p-value فرض صفر (غیر خطی نبودن یا وجود نداشتن آستانه) را در سطح اطمینان ۰/۰۱ رد می‌کند. بنابراین بنا به آزمون هانسن داده‌های دوره‌ی مورد نظر دارای دوررژیم هستند. هر رژیم دارای یک فرآیند AR(P) است که در مورد بالا مقدار p مساوی ۱ است. در ادامه به تخمین مدل جابه‌جایی مارکف با توجه به مفروضات داده شده در بخش ۳.۳ می‌پردازیم. بردار متغیرهایی^۲ که به تخمین آن‌ها می‌پردازیم در معادله (۲) به صورت زیر است:

$$(\mu, \phi_{11}, \phi_{21}, \sigma_{1t}, \sigma_{2t}, P_{11}, P_{22})$$

تخمین به‌دست آمده برای این متغیرها در جدول (۵) خلاصه شده است.

جدول ۵- برآزش مدل جابه‌جایی مارکف (* معناداری در سطح ۰.۰۱)

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی t
μ	-۰/۰۰۰۴۱۴	۰/۰۰۰۰۱۸۷	-۳/۴۹*
ϕ_{11}	۰/۴۹۷	۰/۱۲۲	۳/۹۱*
ϕ_{21}	۰/۵۵۴	۰/۰۶۱۷	۸/۹۸*
σ_{1t}	۰/۰۰۸۰۷	۰/۰۰۰۰۹۳	۸/۶۱۳*
σ_{2t}	۰/۰۰۱۶۰	۰/۰۰۰۰۸۷۱	۱۸/۴۰۰*

1- Hansen.

2- Vector of variables.

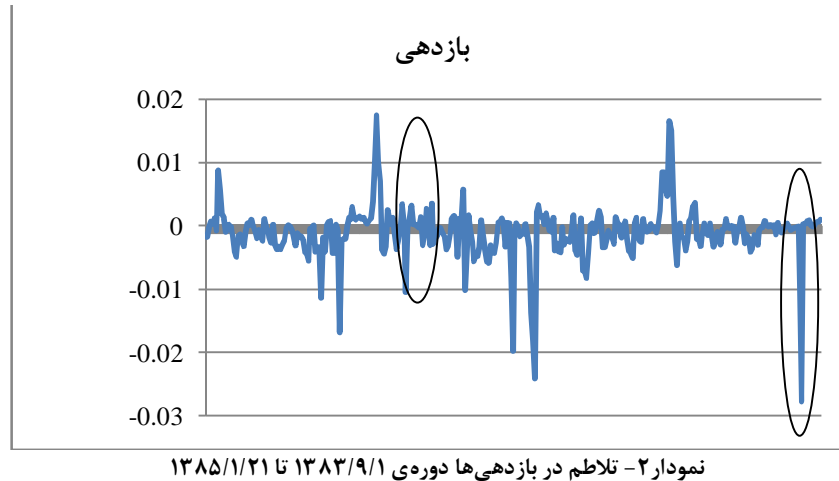
p_{11}	۰/۷۱۲	۰/۰۸۷۹۰	۸/۱۶۹*
p_{22}	۰/۹۴۵	۰/۰۷۴۸	۵۴/۰۶*

آزمون‌های تشخیصی	Statistic	p-value
LB(۴)	۰/۷۱۲	۰/۱۶۳
AIC(۱۷)	۴/۸۸	
BIC(۱۷)	۳۱/۵۶۰	
Log-likelihood	۱۵۰۳/۴۵	

جدول (۵) نشان می‌دهد که تمام آماره‌های مورد نظر در سطح ۰/۰۱ معنادار هستند. بنابراین مدل جابه‌جایی مارکف با میانگین ثابت و واریانس متفاوت تخمین مناسبی برای داده‌های مورد نظر می‌باشد. از آن‌جا که $\phi_{21} > \phi_{11}$ بنابراین در رژیم دوم بازدهی دوره‌ی گذشته (t-۱) تأثیر بزرگ‌تری را بر بازدهی آن رژیم دارد. با توجه به مقدار برآزش شده برای σ_{1t} تأیید می‌شود که انحراف معیار جملات اختلال رژیم اول بزرگ‌تر از σ_{2t} انحراف معیار جملات اختلال رژیم دوم می‌باشند. هم‌چنین مقادیر به‌دست آمده برای احتمال‌گذار نشان می‌دهند هنگامی که بازدهی‌ها در بازار در دوره‌ی گذشته در حالت $S_t = 0$ باشند، با احتمال ۰/۷۱ بازهم تمایل دارند که در دوره‌ی بعد در همان حالت باقی بمانند و در صورتی که بازار در دوره‌ی گذشته در حالت تلاطم پایین باشد به احتمال تقریباً ۰/۹۵ بازهم در همان حالت خواهد ماند. اما نتایج به‌دست آمده از احتمال‌های متمم به صورت زیر است، در صورتی که بازار در دوره‌ی گذشته در حالت با واریانس بالا باشد، به احتمال ۰/۲۹ به تلاطم پایین یا حالت $S_t = 1$ جابه‌جا می‌شود. هم‌چنین اگر بازار در دوره‌ی گذشته در حالت با واریانس پایین بوده است تقریباً با احتمال ۰/۰۵ درصد به حالت با واریانس بالا منتقل می‌شوند.

با توجه به فرمول‌های داده شده در بخش ۲ می‌توان مقادیر متوسط روزهایی را که در این دوره بازار تمایل دارد در هر کدام از حالات ۰ یا ۱ باشد را به‌دست می‌آوریم. بنا به فرمول داده شده در (۴) مقدار متوسط روزهایی که بازار در حالت تلاطم‌های بالا است ۴ روز و مقدار متوسط روزهایی که بازدهی در تلاطم پایین می‌باشند ۲۰ روز است. اگر نمودار بازدهی را برای داده‌های این دوره رسم کنیم (نمودار (۲))، می‌توان گفت در دوره‌هایی که بازار پر تلاطم بوده است میانگین روزهای مورد نیاز برای این که بازدهی‌ها به رژیم پایین‌تر منتقل شوند به صورت شهودی تقریباً همان مقدار تخمین زده شده در مدل جابه‌جایی مارکف است. هم‌چنین با توجه به فرمول‌های (۵) می‌توان گفت

که احتمال غیر شرطی این که سرمایه‌گذار در این دوره در روزهای پر تلاطم قرار بگیرد، معادل تقریباً ۰/۱۵ است.



آماره‌ی یانگ-باکس نیز تأیید می‌کند که تخمین فوق برای داده‌های بازدهی تخمین مناسبی است و فرض تصادفی بودن جملات خطا تأیید می‌شود.

۶- نتیجه‌گیری

این تحقیق با استفاده از دو روش محاسباتی خانواده مدل‌های غیرخطی تلاطم GARCH (GARCH و EGARCH و FIEGARCH) و جابه‌جایی مارکف MSM به بررسی تأثیر اخبار سیاسی بر بازدهی‌های بازار سهام تهران می‌پردازد. داده‌های سری زمانی به‌کارگرفته شده از هفت ماه قبل از انتخابات ریاست جمهوری (از تاریخ ۱۳۸۳/۹/۱ معادل ۲۰۰۴/۱۱/۲۱) تا هفت ماه پس از انتخابات (تا تاریخ ۱۳۸۵/۱۱/۲۱ معادل ۲۰۰۶/۳/۹) برای شاخص اصلی قیمت و داده‌های حجم معاملاتی بازار سهام تهران است. مقادیر برازش شده هر دو مدل افزایش تلاطم را در بازار سهام برای داده‌های بازدهی در زمان انتخابات و پس از آن تأیید می‌کنند. مدل‌های MSM و FIEGARCH برای نشان دادن برخی از خواص آماری داده‌ها مانند حافظه‌ی بلندمدت، دمب پهن بودن، خوشه‌ای بودن واریانس‌ها و نشان دادن تعداد روزهایی که بازار سهام پرتلاطم‌تر و یا آرام‌تر است، از دقت بالاتری برخوردار هستند.

از سوی دیگر مدل جابه‌جایی مارکف برای بورس بازان نکات جالبی را در مواقعی که بازار در واریانس بالاتر قرار می‌گیرد، آشکار می‌کند، مشخص شدن مقدار واریانس به صورت تابعی مستقل از واریانس دوره‌ی گذشته و شوک‌ها در مواقعی که بازار در هر رژیم قرار گرفته است و همچنین پیش بینی مقدار متوسط روزهایی که بازار در هر رژیم است، به عنوان ابزارهایی کاربردی برای بورس‌بازان به حساب می‌آید. توابع احتمال تخمین زده شده نیز می‌تواند برای متنوع کردن^۱ انواع ریسک‌هایی که در این دوره در بازار وجود دارد به سرمایه‌گذاران برای دست یافتن به مقدار ریسک واقعی سبد دارایی در زمان انتخابات ریاست جمهوری کمک کند. اما نتایج به‌دست آمده از احتمال‌های متمم به صورت زیر است، در صورتی که بازار در دوره‌ی گذشته در حالت با واریانس بالا باشد، به احتمال ۰/۲۹ به تلاطم پایین یا حالت $S_t = 1$ جابه‌جا می‌شود. همچنین اگر بازار در دوره‌ی گذشته در حالت با واریانس پایین بوده است تقریباً با احتمال ۰/۰۵ درصد به حالت با واریانس بالا منتقل می‌شوند. مقدار متوسط روزهایی که بازار در حالت تلاطم‌های بالا است ۴ روز و مقدار متوسط روزهایی که بازدهی در تلاطم پایین می‌باشند ۲۰ روز است.

بنابراین بنا به دلایلی که در بالا بیان شد می‌توان مدل‌های عمومی GARCH و مدل MSM را برای بررسی تأثیر شوک‌های سیاسی بر تلاطم بازار سهام به‌عنوان دو مدل مکمل هم به کار برد، به طوری که هر کدام از دو مدل می‌توانند کاربردهای مختلفی برای سرمایه‌گذاران در بازار سهام داشته باشند. نتایج به‌دست آمده از تخمین مدل FIEGARCH نشان می‌دهد، وقایع پس از انتخابات و انتخابات ریاست جمهوری ۱۳۸۴ به عنوان شوک‌های سیاسی بر تلاطم بازار سهام مؤثر بوده است. معنادار بودن متغیرهای برون‌زا تأیید می‌کند که پس از انتخابات و با به قدرت رسیدن رییس جمهور جدید با توجه به روند نزولی قیمت‌ها، بازار با تشکیل صف فروش و افزایش تلاطم مواجه بوده است.

۷- فهرست منابع

- 1- Admati, A. R and P. Pfleiderer. 1988. "A Theory of Interday Patterns: Volume and Price Variability," *Review of Financial Studies* 1: 3-40.
- 2- Andersen, T. , T. Bollerslev, F. X. Diebold and H. Ebens(2001). "The Distribution of Realized Stock Return Volatility", *Journal of Financial Economics*, 61, 43-76.

- 3- Alesina, Alberto, and Nouriel Roubini with Gerald D. Cohen. (1997). *Political Cycles and the Macroeconomy*. Cambridge: MIT Press.
- 4- Baillie, R. , T. Bollerslev and H. Mikkelsen. (1996). "Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics* 74:3-30.
- 5- Blomberg, S. Brock and Gregory D. Hess. (1997). "Politics and Exchange Rate Forecasts. " *Journal of International Economics* 43:189-205.
- 6- Bollerslev, T. (1990). "Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized Arch Model," *The Review of Economics and Statistics* 72:498-505.
- 7- Bollerslev, T. and H. Mikkelsen. (1996). "Modeling and Pricing Long-Memory in Stock Market Volatility," *Journal of Econometrics* 73:151-84.
- 8- Bollerslev, T. , R. Chou, and K. Kroner. 1992. "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence," *Journal of Econometrics* 52:5-59.
- 9- Clark, W. R. and M. Hallerberg, 2000, Mobile capital, domestic institutions and electorally induced monetary and fiscal policy. *American Political Science Review* 94, 332–346.
- 10- Diebold, F. X. , J. -H. Lee and G. C. Weinbach. 1994. "Regime-Switching With Time-Varying Transition Probabilities. In C. Hargreaves (ed.) *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*. Oxford: Oxford University Press, 283-302.
- 11- Engel, C. (1994). "Can the Markov-Switching Model Forecast Exchange Rates?" *Journal of International Economics* 36: 151-165.
- 12- Engle, R. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica* 50:987-1007.
- 13- Engle, R. (1996). "The Econometrics of Ultra-High Frequency Data," NBER Working Paper 5816.
- 14- Freeman, J. , Jude C. Hays and Helmut Stix. (1999). "The Electoral Information Hypothesis Revisited," Manuscript, University of Michigan.
- 15- Freeman, J. , Jude C. Hays and Helmut Stix. (2000). "Democracy and Markets: The Case of Exchange Rates. " *American Journal of Political Science*, 44:3: 449-468.
- 16- Foster F. D. , and S. Vishwanathan. 1995. "Can Speculative Trading Explain the Volume-Volatility Relation?," *Journal of Business and Economic Statistics*, October: 379-396.
- 17- Eugene Fama "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work". *Journal of Finance* 25 (2): 383–417. May 1970.
- 18- Hamilton, James D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica* 57: 357-384.

- 19- Hamilton, James D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press: Princeton, N. J.
- 20- Hansen, B. E. (1999). "Testing for Linearity", *Journal of Economic Surveys*, 13 (5), 551-576.
- 21- Herron, M. , J. Lavin, D. Cram and J. Silver. 1999. "Measurement of Political Effects in the United States Economy: A Study of the 1992 Presidential Election," *Economics and Politics* 11: 51-81.
- 22- Klaassen, Franc. 2002. "Improving GARCH volatility forecasts with Regime-Switching GARCH," *Empirical Economics* 27:363-394.
- 23- Kim, C. J. (1994). "Dynamic Linear Models with Markov-Switching", *Journal of Econometrics*, 60, 1-22.
- 24- Kim, C. -J. and C. R. Nelson (1999). *State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. MIT Press.
- 25- Kyle, A. 1985. "Continuous Auctions and Insider trading," *Econometrica* 53: 1315-1355
- 26- Kyle, A. 1986. "On the incentives to Produce Private Information with Continuous Trading," working paper, University of California, Berkeley.
- 27- Leblang and Mukherjee (2004). Presidential Elections and the Stock Market: Comparing Markov-Switching and (FIE) GARCH Models of Stock Volatility. *Political Analysis* (2004) 12:296–322.
- 28- Leblang, D. and W. Bernhard. (2000a). "Speculative Attacks in Industrial Democracies: The Role of Politics," *International Organization* 54: 291-324.
- 29- Leblang, D. and W. Bernhard. 2000b. "Parliamentary Politics and Foreign Exchange Markets: The World According to GARCH," Manuscript, University of Colorado.
- 30- Melvin, Michael and Xixi Yin, 2000. Public information arrival, exchange rate volatility
- 31- and quote frequency, *The Economic Journal* 110, 644-661.
- 32- Nelson, D. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica* 59:347-70.
- 33- Sola, Martin and Allan Timmerman. 1994. "Fitting the Moments: A Comparison of ARCH and Regime-Switching Models for Daily Stock Returns." London Business School. Discussion Paper No. DP 6-94.
- 34- Simonato, Jean-Guy. 1992. "Estimation of GARCH processes in the Presence of Structural Change," *Economic Letters* 40:155-158.
- 35- Tauchen, George E. and Mark Pitts, 1983. The price variability-volume relationship on speculative markets, *Econometrica* 51, 485-505.
- 36- Turner, Christopher M. , Richard Startz, and Charles R. Nelson. 1989. "A Markov Model of Heteroskedasticity, Risk and Learning in the Stock Market." *Journal of Financial Economics* 25:3-22.