فصلنامه بورس اوراق بهادار شمارهٔ ۲۸ زمستان ۹۳ سال هفتم ــ تاریخ دریافت: ۹۳/۰۴/۰۱ ــ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۲/۰۱ ــ ص ۱۳۵- ۱۶۰

نقش تغییرات دوره‌های اقتصادی در تأثیر تورم بر بازده بورس اوراق بهادار تهران

عبدالناصر شجاعی[۱] / محسن خضری[۲] / سیروان امینی[۳]

چکیده

در این مطالعه نقش نوسانات بازار سهام در توضیح رفتار بازار سهام، با استفاده از داده‌های ماهیانه سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ بررسی شده است. روش تجربی مطالعه حاضر مبتنی بر مدل MS-EGARCH(1,1) دو دوره‌های اقتصادی می‌باشد. نتایج مشاهداتی قوی را از وابستگی بازده بازار سهام به تغییرات دوره‌های اقتصادی نشان می‌دهد. بر اساس نتایج تخمین دوره‌های اقتصادی اول مرتبط با دوره‌های اقتصادی واریانس و میانگین بالا (رونق) و دوره‌های اقتصادی دوم مرتبط با واریانس و میانگین بالا (رکود) می‌باشد. ضرایب تخمین زده شده تورم در دوره‌های اقتصادی رونق، در سطح و وقفه اول مثبت بوده و به صورت معنی‌داری متفاوت از صفر هستند؛ ولی در دوره‌های اقتصادی رکود، تورم تنها در سطح دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر روی بازده سهام است. نتایج گویای اثرات مثبت تورم در تداوم فاز رونق بازده سهام دارد، در حالی که اثر منفی تورم را در تداوم دوره‌های رکود بازده سهام نشان می‌دهد. نتایج فوق نشان دهندهٔ اثرات نامتقارن تورم بر روی بازده سهام در دو دوره‌های اقتصادی رکود و رونق آن می‌باشد.

واژگان کلیدی: تورم، مدل‌های مارکف، بورس اوراق بهادار

طبقه‌بندی موضوعی: G01, M21

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج a.shojaei@iausdj.ac.ir

۲. پژوهشگر باشگاه پژوهشگران و نخبگان دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج

۳. کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه شهید بهشتی

۱- مقدمه

بررسی ریسک در بازارهای مالی از مباحث محوری و اساسی است و مطالعه این پدیده از اهمیت زیادی برخوردار است. مطابق با ادبیات مالی، مدیریت ریسک زمینهٔ لازم برای بودجه بندی ریسک، ارزیابی عملکرد مدیران پرتفوی و تعیین استراتژی‌های سرمایه‌گذاری متناسب با درجه ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران را فراهم می‌آورد. ریسک به دو بخش ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک تقسیم می‌شود، ریسک سیستماتیک چگونگی عمل یک سهام را در ارتباط با تغییرات بازار یا اقتصاد نشان می‌دهد، در حالی که ریسک غیر سیستماتیک به تغییرات بازار یا اقتصاد بستگی ندارد؛ بر این اساس لازمه تخمین دقیق ریسک سیستماتیک در بازار سهام، شناسائی عوامل بازاری یا اقتصادی تأثیرگذار بر قیمت سهام است.

فرض فیشر (Fisher, 1930) بیان‌کننده عدم ارتباط بازده سهام واقعی و تورم انتظاری می‌باشد، به طوری که تا میانه‌های دهه ۷۰ تعدادی از اقتصاددانان فکر می‌کردند که بازده سهام واقعی و تورم باید به صورت مثبت با هم در ارتباط باشند و یا حداقل به صورت منفی در ارتباط نباشند؛ با وجود این، چندین مطالعه ارتباط بازدهی و تورم را برای انگلستان پس از جنگ جهانی دوم کشف کردند که چنین ارتباطی در چندین مطالعه منفی بوده است. بر طبق نظر مودیگلیانی و چون (Modigliani and Cohn, 1989) تورم دائمی قیمت سهام واقعی را به این دلیل که عوامل از توهم تورم رنج می‌برند، کاهش می‌دهد. توهم تورم منجر به ناتوانی عوامل در تعیین دقیق نرخ بهره اسمی و حقیقی می‌شود. فلدستین (Feldstein, 1980) توضیحی دیگری را ارائه داد که بر طبق آن افزایش در تورم دائمی ممکن است قیمت سهام را به دلیلی عدم امکان ارزیابی دقیق کاهش دهد. فاما (Famma, 1981) توضیحی را برای چنین ارتباط منفی‌ای از طریق ارتباط بازدهی سهام و تورم با تولید واقعی ارائه کرد. اول اینکه او ارتباط بین تورم و تولید واقعی را منفی تشخیص داد و دو اینکه او ارتباط بین تولید واقعی و بازده سهام واقعی را مثبت دانست. بر طبق گسک و همکاران (Geske, et al., 1983) ارتباط منفی بازده سهام و نرخ تورم را از طریق فرضیات به هم پیوسته از ارتباط بین تقاضای پول و تئوری مقداری پول توضیح دادند به علاوه رم و همکاران (Ram, et al., 1983) یک توجیه دیگر را فرض فاما مطرح کرد که مبتنی بر فرض ماندل و توبین می‌باشد، بر اساس نظر آنها ارتباط بین تورم و تولید واقعی مثبت بوده و ارتباط بین تولید واقعی و بازده سهام واقعی منفی می‌باشد. جمس و همکاران (James et 1l, 1985) گزارش کردند که بازده سهام تغییر در سیاست پولی و فعالیت‌های واقعی را پیش‌بینی می‌کند. مارشال (Marshal, 1992) پیشنهاد کرد که ارتباط منفی بازده سهام و نرخ تورم ممکن است به وسیله

نوسانات اقتصادی واقعی، نوسانات پولی یا تغییر هم زمان در هر دو متغیر ایجاد شده باشد. هس و همکاران (Hess, et al., 1999) دریافتند که تنوع ارتباط بازده سهام و تورم در طول زمان و در کشورهای مختلف به اهمیت نسبی شوک‌های عرضه و تقاضای وابسته است به طوری که شوک‌های عرضه ارتباط منفی بازده سهام و تورم را بازتاب می‌کنند در حالی که شوک‌های تقاضا به علت شوک‌های پولی ایجاد شده و ارتباط مثبت بازده سهام و تورم را خلق می‌کنند. کرزانوسکیو و همکاران (Kryzanowski, etal., 2008) با مدل‌سازی فرض فاما و استفاده از یک نوع منحنی فیلیپس لوکاس و در چارچوب یک مدل اقتصاد کلان ساده شده، نشان دادند که شوک در سیاست‌های واقعی منجر به ارتباط منفی تورم و بازده سهام می‌شود، به علاوه شوک‌های پولی منجر به ارتباط مثبت دو متغیر فوق می‌شوند. با توجه به مطالعات فوق، تورم از طریق دو کانال بازده سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در جهت توضیح مکانیزم اثرگذاری دو کانال فوق در ابتدا تورم به دو جزء دائمی و موقتی تجزیه می‌شود؛ نوسانات قیمت، وابسته به منبع نوسانات اثرات مختلفی بر روی تولید دارد. جزء اول که به علت شوک عرضه ایجاد شده و حرکت در فعالیت‌های واقعی را نشان می‌دهد (مانند تغییر در شرایط تجاری یا قیمت انرژی) و جزء دوم که به علت شوک تقاضا ایجاد شده و نماینده‌ای برای حرکات غیر انتظاری و موقتی در تورم به علت سیاست‌هایی پولی، تغییر مخارج دولت و دیگر عوامل می‌باشد. بر طبق کانال اول یک افزایش در تورمی به صورت منفی تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اصولاً اختلال در عرضه جزء دائمی از تورم است و تغییرات در فعالیت‌های اقتصادی واقعی را بازتاب می‌کند و ممکن است منجر به ارتباط منفی بازده سهام و تورم گردد. بر طبق کانال دوم، اختلال در تقاضا عامل تورم موقتی بوده ممکن است به صورت مثبت بازده سهام را تحت تأثیر قرار دهد. شناخت کانال‌های اثرگذاری تورم بر روی بازده سهام در جهت جلوگیری از اثرات منفی تورم و بازار سهام و مدیریت ریسک، اهمیت چنین بررسی را نشان می‌دهد و هدف مطالعهٔ حاضر است.

بر اساس مطالعات انجام گرفته، در سال‌های اخیر تعدادی از مطالعات تجربی بر روی تغییر رفتار یا شکست ساختاری در متغیرهای اقتصاد کلان تمرکز گرفته‌اند. بحران‌های اقتصادی و بروز جنگ از عواملی هستند که موجب تغییر در فرآیند دینامیک سری‌های زمانی مالی و انگیزه استفاده از مدل‌های تغییر دوره‌های اقتصادی[1] می‌شوند. همیلتون (Hamilton, 1989) یک مدل تغییر دوره‌های اقتصادی مارکف[2] برای پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی، به وسیله نشان دادن تغییرات گسسته در میانگین

1. Regime Switching Models
2. Markov Switching Model

بین دوره‌های اقتصادی‌های رشد بالا و پایین، به منظور غلبه بر اشکال موجود در فرآیندهای خطی معرفی کرد (مدل‌های ARMA و ARIMA نلسون و همکاران (Nelson, et al., 1982)، مدل‌های اجزاء غیر قابل مشاهده واتسون (Watson, 1986) و غیره که قادر به توضیح رفتار نامتقارن سیکل‌های تجاری در طول فاز رکود و رونق نبودند). کیم و همکاران (Kim, et al., 1999) یک مدل دوره‌های اقتصادی مارکف را ناپایداری GDP واقعی، به منظور تسخیر عدم تقارن سیکل‌های تجاری پیشنهاد کردند. مطالعات انجام گرفته بیان کنندهٔ عدم توانایی مدل‌های خطی (با پیش فرض ثبات پارامترهای مدل) در دستگیری عدم تقارن‌ها[1] (شامل شکست‌های ساختاری در سری‌های زمانی) و رفتار وابسته به دوره‌های اقتصادی بازده سهام کشورهای مختلف می‌باشد، به طوری که مطالعات فوق ضرورت استفاده از مدل‌های تغییر دوره های اقتصادی را در بررسی رفتار بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران مطرح می‌کنند.

هدف مقاله حاضر بررسی تجربی اثرات تورم بر روی بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد، به صورت دقیق‌تر در این تحقیق، مشاهداتی از دوره‌های نوسانات بالا بازده بازار سهام را مشخص شده و سپس ارتباط چنین نوساناتی با نرخ تورم، در یک چارچوب معنی‌داری آماری بررسی می‌شود. روش استفاده شده در این تحقیق بر اساس یک مدل MS-EGARCH دو دوره‌های اقتصادی استفاده شده در مطالعه هنری (Henry, 2009) می‌باشد؛ مدل MS-EGARCH امکان تغییر واریانس را در دوره‌های اقتصادی‌های مختلف بازده سهام فراهم می‌کند، به طوری که خروجی زنجیره مارکف[2] غیر قابل مشاهده فرض شده است. به علاوه فرض شده است که بازده سهام ممکن است در سرتاسر دوره‌های اقتصادی‌های نوسانات متفاوت که به وسیله فعل و انفعال با نوسانات بازارهای خارجی مشخص شده است حرکت کند. به علاوه بر خلاف مدل‌های MS-GARCH، مدل پیشنهاد شده در این تحقیق، برای تسخیر وابستگی دوره‌های اقتصادی در اثر، پایداری و جواب نامتقارن به یک شوک کاملاً انعطاف‌پذیر است، به طوری که واریانس شرطی، به شوک‌های گذشته، حال و آینده اقتصاد وابسته است.

مقاله حاضر در پنج بخش تدوین شده است، در بخش دوم پیشینه تحقیق مطالعات انجام گرفته ارائه شده است، در بخش سوم، مبانی نظری مدل‌های راه‌گزینی مارکف بررسی شده است. در بخش

1. Asymmetry
2. Markov chain

چهارم به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته شده است؛ در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات مقاله ارائه شده است.

۲- پیشینه تحقیق

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

۱. بیشتر مطالعات تصدیق‌کننده ارتباط بلند مدت بازده سهام و تورم برای کشورهای آمریکا، انگلیس، کشورهای G7 و برخی از کشورهای نو ظهور انجام شده است، برای مثال به مطالعات بادخ و همکاران (Boudoukh, et al., 1993) ، رایان (Ryan, 2006) و آلگیدد (Alagidede, 2006) می‌توان اشاره کرد. تمرکز بر روی بازده بلند مدت در مطالعات بادخ و رچاردسن (1993)، رایان (2006) ، وانگ و همکاران (Wang, et al., 2001) و آلگیدد (Alagidede, 2009) یک ارتباط مثبتی را بازده سهام اسمی و تورم در یک افق بلندمدت نشان می‌دهد. یافته‌های فوق در تضاد با مطالعاتی هستند که از داده‌های پانل استفاده کرده‌اند، برای مثال بارنس و همکاران (Barnes, et al., 2009) میانگین بازده اسمی و نرخ تورم ۲۵ کشور در ۳۲ سال مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که ارتباط مثبت تنها در کشورهایی با تورم بالا مشاهده می‌شود و محیط‌های تورمی پایین یا معتدل مشاهده نمی‌شود. به علاوه لین (Lin, 2009) داده‌های پانل را برای ۱۶ کشور OECD مورد استفاده قرار داد و به این نتیجه رسید که تورم پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده و نااطمینانی تورم اثر منفی بلند مدتی بر روی بازده سهام دارد. انگستد و تنگارد (Engsted, et al., 2009) ارتباط مثبت بین بازده سهام و تورم انتظاری را برای انگلستان و دانمارک مورد تأیید قرار دادند. مطالعه لی و همکاران (Li, et al,. 2009) برای انگلستان نشان می‌دهد که تورم غیر انتظاری اثر منفی را بر روی بازده سهام بر جای می‌گذارد در حالی که تورم انتظاری اثر بسیار جزئی بر بازده سهام دارد، به علاوه در میان مدت ارتباط بین تورم انتظاری و بازده سهام مثبت و ارتباط تورم غیر انتظاری و بازده سهام منفی است. در کوتاه مدت شارپ (Sharp, 2002) ارتباط منفی بازده سهام و تورم انتظاری را مورد تأیید قرار دادند. چاتراس و همکاران (Chatrath, et al., 1997) برای هند، ناجاند و همکاران (Najand, et al., 1998) برای ژاپن، ژائو (Zhao, 1999) برای چین و کروسبی (Rapach, 2001) برای استرالیا ارتباط منفی بین تورم و بازده سهام را استنتاج کردند در حالی که رشدی و همکاران (Rushdi, et al., 1999) نشان دادند که با وجود عدم ارتباط تورم انتظاری و بازده سهام استرالیا، تورم مشاهده شده اثر منفی بر بازده سهام بر جای می‌گذارد. دوری و همکاران (Durai, et al., 1999) نشان دادند که بین بازده

سهام و تورم تنها در مقیاس زمانی بلندمدت ارتباط منفی وجود دارد. ادرانگی و همکاران (Adrangi, et al,. 1999) ارتباط منفی بازده سهام و تورم غیر انتظاری را بیان کردند. چودهری (Choudhry, 2001) ارتباط مثبت بین بازده سهام جاری و تورم جاری برای ۴ کشور دارای تورم بالا آرژانتین، سیلی، مکزیک و ونزوئلا استنتاج کردند. سپیرو (Spyrou, 2004) ارتباط مثبت بازده سهام و تورم ده کشور نو ظهور را مشاهده کردند. عمران و همکاران (Omran, et al., 2001) ارتباط منفی را برای مصر نشان دادند. اپرگیس و همکاران (Apergis, et al., 2002) و پاپاپترو (Papapetrou, 2002) ارتباط منفی را برای یونان مشاهده کرد در حالی که پاپاپترو (2006) ارتباطی را بین تورم انتظاری و غیر انتظاری و بازده سهام یونان مشاهده نکرد.

۲. مدل خود رگرسیون راه‌گزینی مارکف (MS-AR)[1] به صورت گسترده‌ای، برای تسخیر رفتارهای تغییر دوره‌های اقتصادی در بازار سهام مورد استفاده قرار گرفته است. تورنر و همکاران (Turner, et al., 1989) و چی و همکاران (Chu et al, 1989)، اولین کسانی هستند که از مدل MS-AR استفاده کرده‌اند. مطالعه تورنر و همکاران (۱۹۸۹) به وسیله سچالر و نوردن (Schaller, et al., 1974) بسط داده شد. این مطالعات مشاهدات قوی را رفتار تغییر دوره‌های اقتصادی در بازده بازار سهام مشاهده کردند. در ارتباط با مطالعه سچالر و همکاران (۱۹۹۷)، هشیاما (Hishiyima, 1989) وقوع احتمالی تغییر دوره‌های اقتصادی را برای بازده بازار سهام پنج کشور توسعه یافته مورد آزمایش قرار داد. او یک رفتار تغییر دوره‌های اقتصادی را در همه‌ی نوسانات بازار سهام تشخیص داد. مطالعه ماهو و همکاران (Maheu, et al., 2000)، بر روی بازار سهام انگلستان تمرکز گرفتند، آنها راه‌گزینی بین دو دوره های اقتصادی (وضعیت بازده پایدار بالا و وضعیت بازده نوسانی پایین) را استنتاج کردند. در مطالعه‌ای مشابه، گدولین وهمکاران (Guidolin, et al., 2006)، یک مدل MS-AR چند متغیره[2] را به منظور به‌کارگیری سر ریزهای نوسانات و تغییرات دوره‌های اقتصادی ارتباط دینامیک بین بازار اوراق قرضه و بازار سهام معرفی کردند. در مطالعات اخیر اسماعیل و همکاران (Ismail, et al., 2008)، یک مدل دو دوره‌های اقتصادیه را به منظور تسخیر رفتار تغییر دوره‌های اقتصادی در هر دوی میانگین و واریانس در بازار سهام مالزی معرفی کردند. دیامنتس (Diamantis, 2008)، مدل MS-ARCH-L معرفی شده توسط همیلتون و همکاران (Hamilton, et al., 2004) را به منظور مطالعه شکست‌های ساختاری در نوسانات چهار بازار نو

1. Markov-switching autoregressive models
2. Multivariate

ظهور آمریکای لاتین به کار گرفتند؛ آنها مشاهداتی را مبنی بر دوره‌های اقتصادی‌های راه‌گزینی نوسانات در این کشورها استنتاج کردند. گری (Gray, 1995)، راه‌گزینی دوره‌های اقتصادی در نرخ بهره و نرخ ارز خارجی را مورد بررسی قرار داد و یک مدل MS-GARCH را معرفی کرد. دکر (Dueker, 1979)، یک مدل مشابه را برای بازار سهام انگلیس مورد بررسی قرار داد. در مطالعات جدید نیز باونس و همکاران (Bauwens et al, 2006)، روش بیزین[1] را به منظور تخمین یک مدل MS-GARCH(1,1) متقارن پیشنهاد کردند. بی و همکاران (Bae et al., 2007)، مدل GARCH آستانه‌ای راه‌گزینی دوره‌های اقتصادی[2] را تخمین زدند. در زمینه استفاده از مدل‌های مارکف در بررسی اثرات متغیرهای برون‌زا بر روی بازده سهام مطالعات مختلفی انجام شده است که می‌توان به مطالعات کلمنتس و همکاران (Clements, et al., 2002) و هولمس و همکاران (Holmes, et al., 2003)، مانرا و همکاران (Manera, et al., 2006)، بلانچارد و همکاران (Blanchard, et al., 2007)، کلگنی و همکاران (Cologni, et al., 2009)، جامازی و همکاران(Jammazi and Aloui, 2009) و هامودہ و همکاران (Hammoudeh, et al., 2007)، اشاره کرد؛ اما در زمینه بررسی اثرات متغیرهای برون‌زا بر روی بازده سهام با استفاده از مدل‌های MS-EGARCH مطالعات کمی انجام شده است. هنری (2009) یک مدل MS-EGARCH دو دوره‌های اقتصادی را به منظور بررسی ارتباط بین نرخ بهره کوتاه مدت و بازار سهام انگلیسی مورد استفاده قرار داد. آلوی و همکاران (2009)، با استفاده از یک مدل MS-EGARCH دو دوره‌های اقتصادی ارتباط بین نوسانات بازار نفت و قیمت سهام را برای کشورهای فرانسه، انگلیس و ژاپن، برای دوره‌ی ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۷ مورد بررسی قرار دادند. ولید و همکاران (Walid, et al., 2011)، با استفاده یک مدل MS-EGARCH ارتباط دینامیک بین نوسانات قیمت سهام و نرخ ارز را در طول دورهٔ ۲۰۰۹ - ۱۹۹۴برای کشورهای نوظهور مورد بررسی قرار دادند.

۳- مبانی نظری

۳-۱- مدل EGARCH نمایی راه‌گزینی مارکف (MS-EGARCH)

در ابتدا یک مدل EGARCH (1,1) معرفی شده توسط نلسون (۱۹۹۱) را به صورت رابطهٔ (۱) و (۲) برای y_t تعریف می‌کنیم:

1.Bayesian
2. Regime Switching Threshold GARCH Model

$$y_t = f(x_t; \vartheta) + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t / I_{t-1} \to D(0, h_t) \qquad (۱)$$

$$\ln(h_t) = \omega_0 + \varphi \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta \ln(h_{t-1}) + \delta \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \qquad (۲)$$

در رابطهٔ (۱)، $f(x_t; \vartheta\vartheta)$ میانگین شرطی، x_t یک بردار از M متغیر توضیحی است که ممکن است شامل $y_t's'$ وقفه باشد، φ یک بردار $(M\times1)$ از پارامتر می‌باشد، I_{t-1} مجموعه اطلاعاتی است که شامل همه اطلاعات در دسترس در زمان $(t-1)$ می‌باشد، و در نهایت ε_t عبارت خطا می‌باشد. هنگامی‌که طبق رابطه (۲)، واریانس شرطی از یک فرآیند EGARCH (1,1) پیروی می‌کند، D بیشتر از توزیع t معرفی شده به وسیله برولسلو(Bollerslev, 1978) استفاده شده است. h_t به عنوان واریانس شرطی تخمین‌زده شده، مثبت بوده و نیازی به محدودیت‌های غیر منفی استفاده شده در تخمین مدل GARCH ندارد. رابطه (۲) یک اثر نامتقارن اخبار منفی را بر روی واریانس نشان می‌دهد. بر طبق نظر به بلک (Black, 1976) و نلسون (1991)، نوسانات بازار سهم به وسیله افزایش و کاهش قیمت سهام نامتقارن تحت تأثیر قرار می‌گیرد، اثر نامتقارن در نوسانات به وسیله ضریب تسخیر می‌شود، به حساب آوردن این ضریب برای رفع مشکل مدل‌های GARCH به وسیله لاماورکس و همکاران (Lamoureaux, et al., 1990) معرفی شد؛ بر طبق مطالعه آنها، درجهٔ بالاتر ثبات نشان داده شده به وسیله فرآیند GARCH استاندارد، ممکن است در صورت وجود شکست ساختاری تقلبی و اشتباه باشد. همیلتون و همکاران (1994)، با به کار بستن مدل ARCH راه‌گزینی مارکف (SWARCH)، مشاهدات قوی را از تغییرات دوره‌های اقتصادی در فرآیند ARCH تأیید کردند، به علاوه آنها ادعا کردند که به حساب آوردن تغییرات دوره‌های اقتصادی، منجر به کاهش قابل ملاحظه در درجه پایداری نوسانات جزء خطا می‌شود؛ همیلتون و همکاران (1994) تابع واریانس شرطی را با فرض واریانس شرطی وابسته به وضعیت‌های اقتصاد اصلاح کردند. بر طبق نظر هنری (2009)، مدل MS-EGARCH(1,1) اولیه می‌تواند به صورت رابطه (۳) و (۴) اصلاح شود:

$$y_t = \mu_{it} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t / I_{t-1} \to D(0, h_{i,t}) \qquad (۳)$$

$$\ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_i \ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \qquad (۴)$$

بر خلاف مدل SWARCH معرفی شده به وسیله، مدل MS-EGARCH تضمین می‌کند که واریانس شرطی h_t، بدون استفاده از قید غیر منفی، با استفاده از ساختارش مثبت باشد. با فرض دو دوره‌های اقتصادی $(i = 2)$، دوره‌های اقتصادی‌ها به وسیله متغیر پنهان s_t نشان داده می‌شود، به طوری که s_t وابسته به وضعیت اقتصاد بوده و دوره‌های رکود مقدار صفر و در دورهای رونق مقدار

یک را می‌گیرد. انتقال بین دوره های اقتصادی‌ها به وسیله‌ی یک فرآیند مارکف مرتبه اول معرفی شده به وسیله همیلتون (1989) کنترل می‌شود و به صورت رابطه (۵) است:

$$\begin{aligned} P(s_t = 0/s_{t-1} = 0) &= p_{00} \\ P(s_t = 0/s_{t-1} = 1) &= 1 - p_{11} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 0) &= 1 - p_{00} \\ P(s_t = 1/s_{t-1} = 1) &= p_{11} \end{aligned} \qquad (۵)$$

در رابطه (۵)، دوره‌های اقتصادی رایج s_t به دوره‌های اقتصادی دورهٔ گذشته s_{t-1} وابسته است، به علاوه p احتمال آنکه اقتصاد در زمان t، از وضعیت یک (یا صفر) به وضعیت صفر (یا یک) تغییر کند را نشان می‌دهد. این احتمالات انتقال را می‌توان در یک ماتریس (2×2) به صورت $\begin{bmatrix} p_{00} & 1-p_{11} \\ 1-p_{00} & p_{11} \end{bmatrix}$ خلاصه کرد که در آن مجموع احتمالات برابر یک است. بر طبق نظر همیلتون و ساسمل (1994)، کای (Cai, 1994) و هنری (2009)، فرم تابعی احتمالات انتقال ثابت شده[1] به صورت رابطه (۶) است:

$$p_{00} = \frac{e(\theta_0)}{1+e(\theta_0)} \quad \text{and} \quad p_{11} = \frac{e(\partial_0)}{1+e(\partial_0)} \qquad (۶)$$

بر طبق نظر همیلتون (۱۹۸۹) و گری (۱۹۹۵)، مدل MS-EGARCH می‌تواند با استفاده از تکنیک‌های حداکثر راست‌نمائی تخمین زده شود. همان طور که بالا ذکر شد، بر عکس مدل‌های MS-GARCH، مدل انتخاب شده در این تحقیق، به علت اینکه واریانس شرطی به شوک‌های گذشته، حال و وضعیت گذشته اقتصاد وابسته است، در تسخیر دوره‌های اقتصادی وابسته به اثر، ثبات و جواب نامتقارن به یک شوک کاملاً انعطاف‌پذیر می‌باشد (هنری، ۲۰۰۹). در آنالیز این تحقیق، متغیر اطلاعات، تورم می‌باشد که میانگین و واریانس بازده سهام را به صورت غیر خطی در دوره‌های اقتصادی‌های مختلف بازده سهام تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر این اساس مدل MS-EGARCH(1,1) به صورت رابطه (۷) و (۸) بازنویسی می‌شود:

$$y_t = \mu_{it} + \eta_{ij} \sum_{j=0}^{t-1} x_{t-j} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{i,t}) \qquad (۷)$$

$$\ln(h_{I,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{I,t-1}}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \beta_i \ln(h_{I,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{I,t-1}}} + \lambda_{ij} \sum_{j=0}^{t-1} x_{t-j} \qquad (۸)$$

1. Fixed Transition Probabilities

در رابطه (۷) و (۸)، x_t تورم در دورهٔ t می‌باشد. به علاوه طبق مطالعه فیلاردو (Filardo, 1994)، احتمالات انتقال توضیح داده شده[1] دوره‌های اقتصادی نیز به صورت رابطهٔ (۹) مدل‌سازی می‌شوند:

$$p_{00}^t = \Pr(s_t = 0) = \frac{e(\theta_0+\theta_1 x_t)}{1+e(\theta_0+\theta_1 x_t)}$$
$$p_{11}^t = \Pr(s_t = 1) = \frac{e(\partial_0+\partial_1 x_t)}{1+e(\partial_0+\partial_1 x_t)} \quad (۹)$$

بر طبق رابطهٔ (۹)، رابطه‌ی (۱۰) قابل استخراج است.

$$\frac{\partial p_{00}^t}{\partial x_{t-1}} = \theta_1 p_{00}^t(1-p_{00}^t)$$
$$\frac{\partial p_{11}^t}{\partial x_{t-1}} = \partial_1 p_{11}^t(1-p_{11}^t) \quad (۱۱)$$

فیلاردو (1994) بیان کرد که احتمالات انتقال غیر منفی می‌باشند؛ به علاوه احتمالات انتقال تابعی از متغیر برون‌زا می‌باشند، به عنوان مثال در این مقاله، برای $\theta_1 > 0$، با افزایش تورم، بازده سهام بیشتر متمایل به ماندن در دوره‌های اقتصادی صفر هستند و برعکس برای $\theta_1 < 0$، با یک تغییر مثبت در تورم، بازده سهام بیشتر متمایل به ماندن در دوره‌های اقتصادی یک هستند.

٤-تجزیه و تحلیل نتایج

٤-۱-تشخیص تغییرات دوره های اقتصادی

در این مقاله از داده‌های ماهیانه شاخص قیمت مصرف کننده و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران در فاصلهٔ سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ استفاده شده است. داده‌های فوق از صندوق بین‌المللی پول تهیه شده‌اند. درصد تغییرات دو متغیر فوق به عنوان تورم و بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفته شده است. تشخیص تعداد دوره‌های اقتصادی‌های مدل‌های مارکف از طریق آزمون نرخ راست نمایی عمومی یا تست والد[2]، به این دلیل که توزیع مجانبشان غیر استاندارد است امکان‌پذیر نیست. برای حل این مشکل ما از تست نرخ راست نمایی معرفی شده به وسیلهٔ گارسیا و همکاران (Garcia, et al., 1996) استفاده کرده‌ایم. بر این اساس فرض صفر عدم تغییر در نوسانات بازده سهام به وسیله یک فرآیند EGARCH(1,1) (یک دوره‌های اقتصادی) در مقابل یک ساختار MS-EGARCH که شامل تغییر در نوسانات بازده سهام است (دو دوره‌های اقتصادی) مورد آزمون قرار گرفته است. قابل ذکر است که میانگین و واریانس به صورت جداگانه تخمین زده شده است. با

1.Explained Transition Probabilities
2. Wald tests

استفاده از مقادیر بحرانی آکائیک[1] و حنان کوئین[2] رتبه خود رگرسیون در تابع میانگین، صفر تعیین شده و برای تابع واریانس مدل EGARCH(1,1) سری بازده سهام را خوب توصیف می‌کند. آماره تست LR به وسیله رابطه $LR=2|\ln L_{MS\text{-}EGARCH}-\ln L_{EGARCH}|$ تعیین شده و ارزش بحرانی مبتنی بر ارزش P داویس (Davies, 1987) که به وسیله گارسیا و پرون پیشنهاد شده است می‌باشد. نتایج در جدول (۱) قابل مشاهده است. بر اساس نتایج جدول (۱) تست نرخ راست نمایی مدل MS با احتمالات انتقال ثابت شده و شامل دو دوره‌های اقتصادی، بالاتر از مدل EGARCH(1,1) برای بازده بازار سهام می‌باشد. بنابراین ما قادر به رد فرض صفر مبنی بر عدم تغییر در دوره‌های اقتصادی با سطح معنی‌داری ۱ درصد می‌باشیم. نتایج فوق بیانگر تغییر دوره‌های اقتصادی در نوسانات بازار سهام می‌باشد؛ بنابراین نوسانات بازار سهام به وسیله مدل MS-EGARCH دو دوره‌های اقتصادیه بهتر توصیف می‌شود. نتایج فوق با نتایج مطالعات هنری (2009) و آلوی و جمازی (2009) سازگار است

.

جدول پگ(۱): تست **LR** بررسی حال خطی بودن بازده سهام

	lnL	LR
EGARCH(1,1) خطی	-۳۸۴/۴۵	$\chi^2 = 12.1^{***}$
MS-EGARCH(1,1)	-۳۷۲/۳۵	

***: در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

مآخذ: محاسبات تحقیق

٤-۲-مدل MS-EGARCH تک متغیره

در این بخش نتایج تخمین مدل MS-EGARCH(1,1) تک متغیره[3] با احتمالات انتقال ثابت شده، برای بازار بورس اوراق بهادار تهران ارائه شده است. همه پارامترهای در توابع میانگین و واریانس وابسته به دوره‌های اقتصادی بوده (اجازه داده شده است که در دوره‌های اقتصادی‌های مختلف تغییر کنند). یکی از ویژگی‌های مدل‌های تغییر دوره‌های اقتصادی ارائه شده، تغییر دوره‌های اقتصادی هم‌زمان اثرات عدم تقارن و ARCH می‌باشد. ویژگی دیگر مدل‌های تغییر دوره‌های اقتصادی این است که دوره‌های اقتصادی‌های فرض شده است که به وسیله اقتصاددانان قابل مشاهده نیستند، اما

1. Akaike
2. Hannan and Quinn
3. Univariate

می‌تواند در فرآیند تخمین تشخیص داده شود. بر این اساس نتایج حاصل از تخمین با حذف ضرایب اثرات نا متقارن در جدول (۲) قابل مشاهده است:

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

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

$$\ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_i \ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \lambda_{ij} \sum_{j=0}^{t-1} x_{t-j}$$

آماره t	ضریب	
۵/۶***	۳/۴	μ_0
-۲/۲۶**	-۱/۵۴	μ_1
۱۲/۱۸***	۱/۳۶	ω_0
۳/۰۷***	۰/۶۱	ω_1
۲/۲۴**	۰/۸۸	φ_0
۰/۹۳۵	۰/۳۷	φ_1
۱۰/۰۶***	۱/۲۶	β_0
۱/۱۴	۰/۹۵	β_1
۱/۸۷*	۰/۶۱	δ_0
-۰/۹۸۸	-۱/۱	δ_1
۳/۲۱***	۲/۷۲	θ_0
-۱/۸۱*	-۱/۸۸	∂_0
	۰/۹۳۸	p_{00}
	۰/۸۶۸	p_{11}
	-۳۷۲/۴۵	Log-likelihood
	۱۹/۹۹*	Q(12)
	۹/۸۹	Q2(12)

*** : معنی‌دار در سطح ۱٪ ، ** : معنی‌دار در سطح ۵٪ ، * : معنی‌دار در سطح ۱۰٪

مآخذ: محاسبات تحقیق

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

- بر اساس نتایج حاصل از تخمین دو نوع از دوره‌های اقتصادی، اول دوره‌های اقتصادیی که رفتار بازار سهام را در وضعیت رکود با بازده انتظاری پایین و نوسان پایین و دوم دوره‌های اقتصادیی که رفتار بازار سهام را در یک وضعیت رونق با بازده انتظاری بالا و نوسان بالا تشخیص داده شد. بر

اساس نتایج جمله ثابت میانگین و واریانس شرطی دوره‌های اقتصادی صفر بالاتر از دوره‌های اقتصادی یک است. میانگین بازدهی در طول وضعیت رکود (μ_1) درصد برای هر ماه ۱/۵۴- تخمین زده شده است و به صورت معنی‌داری متفاوت از صفر است، به علاوه در دوره‌های اقتصادی صفر، مقدار آن (μ_1) به ۱/۳۴ افزایش یافته است.

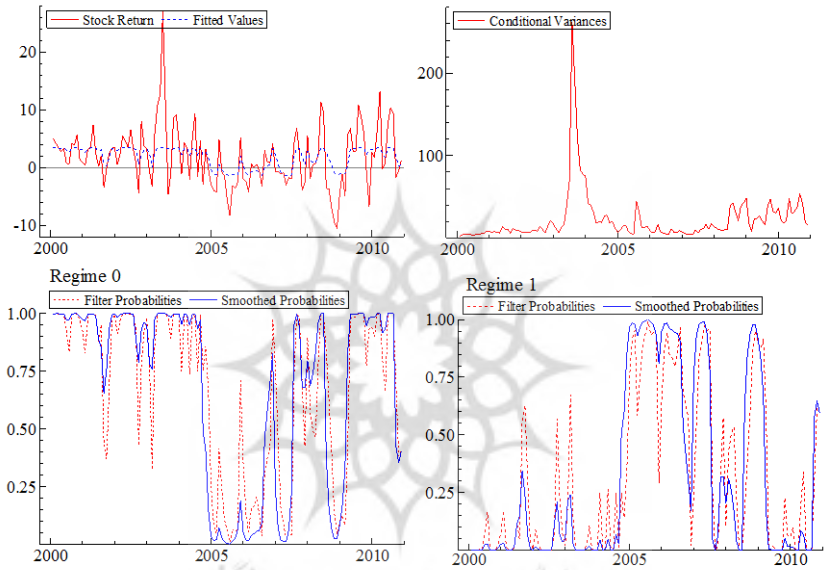
- به منظور تشخیص اینکه کدام دوره‌های اقتصادی پایدارتر است، نیاز به تفسیر احتمالات تخمین زده شده است. بر اساس نتایج تخمین احتمالات انتقال p_{00} و p_{11}، هر دو برای بازده سهام کاملاً معنادار هستند. بر اساس نتایج احتمالات ماندن در دوره‌های اقتصادی صفر (p_{00} در حدود است ۰/۹۳۸) بزرگ‌تر از احتمال ماندن در دوره‌های اقتصادی یک (p_{11} در حدود است ۰/۸۶۸) بوده و بزرگی مقدار آن‌ها دلالت بر این دارد که تنها یک حادثه شدید می‌تواند بازده سهام یا سری نوسانات بازده سهام بورس اوراق بهادار را از دوره‌های اقتصادی یک به دوره‌های اقتصادی صفر انتقال دهد (و برعکس).
- پارامترهای β_0 و β_1 مدل EGARCH، که پایداری در واریانس شرطی را تسخیر می‌کند، برای بازده سهام معنی‌دار می‌باشد. به علاوه ضرایب اثرات نامتقارن δ_0 بازده بازار سهام معنی‌دار و بزرگ‌تر از صفر می‌باشد، بنابراین بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌های اقتصادی صفر، به شوک‌های منفی سریع‌تر از شوک‌های مثبت عکس‌العمل نشان می‌دهد. به علاوه ضریب δ_1 بی معنی می‌باشد، بنابراین بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌های اقتصادی یک، به صورت متقارن به تغییرات مثبت و منفی عکس‌العمل نشان می‌دهد.
- مزیت دیگر مدل‌های مارکف این است که احتمالات دوره‌های اقتصادی‌های شرطی در دوره‌های اقتصادی صفر و یک را در زمان t فراهم می‌کند. در ادبیات مدل‌های تغیر دوره‌های اقتصادی تخمین زده شده، دو احتمال شرطی متفاوت مورد توجه است. احتمالات فیلتر شده[1] که بیشتر در زمان پیش‌بینی مورد استفاده قرار می‌گیرد و احتمالات صاف شده[2] که بیشتر به منظور تصمیم‌گیری در زمانی که تغییرات دوره‌های اقتصادی رخ می‌دهد مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ به طوری که احتمالات صاف شده به منظور درک بیشتر تفسیر اقتصادی که با استفاده از پارامترهای تخمین زده شده ایجاد شده است سودمند می‌باشد (آلوی و جمازی، ۲۰۰۹). به منظور تفسیر بهتر دو دوره های اقتصادی، در شکل (۱)، احتمالات صاف شده برای مدل MS-EGARCH(1,1) با دو دوره های

1. Filter Probability
2. Smoothed Probability

اقتصادی بازده بازار سهام ارائه شده است. به منظور آنالیز فازهای نوسانات، در مقاله آلوی و جمازی (۲۰۰۹)، یک رکود (رونق) در زمان t، هنگامی‌که احتمالات شرطی در دوره‌های اقتصادی صفر (یا یک) بالاتر از ۵۰٪ (پایین‌تر از ۵۰٪) هستند تفسیر شده است، به طوری که:

- ✓ اقتصاد در دوره‌های اقتصادی صفر خواهد بود هنگامی‌که $P_i(s_t=0)>0.5$.
- ✓ اقتصاد در دوره‌های اقتصادی یک خواهد بود هنگامی‌که $P_i(s_t=1)<0.5$.

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



مأخذ: محاسبات تحقیق

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

٤-٤-اثر تورم بر رفتار نوسانات بازده سهام در دوره های اقتصادی‌های رکود و رونق

در این بخش ما متغیر تورم را در تابع میانگین و واریانس مدل MS-EGARCH وارد می‌کنیم. هدف اصلی ما این است که بررسی کنیم که آیا تورم به بازده سهام مرتبط است و آیا می‌تواند رفتار بازده سهام را توضیح دهد یا خیر. برای این منظور مدل MS-EGARCH با احتمالات انتقال ثابت شده و توضیح داده شده[1] بسط داده شده است. به منظور تعیین اثر تورم بر روی بازده بازار سهام، ارزش راست نمایی دو مدل در حالت وجود یا عدم وجود تورم مقایسه شده است.

جدول (۳): تست LR بررسی تأثیر یا عدم تأثیر تورم بر روی بازده سهام

	lnL	LR
MS-EGARCH(1,1) یک متغیره	-۳۷۲/۴۵	$\chi^2 = 15.16^{***}$
MS-EGARCH(1,1) با شمول وقفه تورم و احتمالات انتقال ثابت شده	-۳۶۴/۸۷	
MS-EGARCH(1,1) با شمول وقفه تورم و احتمالات انتقال توضیح داده شده	-۳۶۲/۱۵	$\chi^2 = 20.6^{***}$

***: در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

مآخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج، مدل MS-EGARCH(1,1) با شمول متغیر تورم، نرخ راست نمایی بالاتری در مقایسه به مدل MS-EGARCH(1,1) تک متغیره دارد. این یافته‌ها مشاهداتی را مبنی بر اثرگذاری معنی‌دار تورم بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران فراهم می‌کند. بر اساس نتایج تخمین، تورم بر روی واریانس بازده سهمی دارای اثر معنی‌داری نبوده و از مدل حذف می‌شود، به علاوه در مدل MS-EGARCH(1,1) با احتمالات انتقال توضیح داده شده، θ_0 و ∂_0 بی معنا تشخیص داده شده و از مدل حذف شدند. در جدول (۴)، مدل MS-EGARCH(1,1) با شمول مقادیر سطح و وقفه اول تورم در تابع میانگین و احتمالات انتقال ثابت شده و توضیح داده شده محاسبه شده است.

پرتال جامع علوم انسانی

1

جدول ۴: نتایج تخمین مدل MS-EGARCH(1,1) با شمول وقفه متغیر تورم

$$y_t = \mu_{it} + \eta_{ij}\sum_{j=0}^{t-1} x_{t-j} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t/I_{t-1} \to D(0, h_{i,t})$$

$$\ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i\left[\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}}\right| - \sqrt{2/\pi}\right] + \beta_i \ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \lambda_{ij}\sum_{j=0}^{t-1} x_{t-j}$$

	احتمالات انتقال توضیح داده شده		احتمالات انتقال توضیح ثابت شده	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
μ_0	۱/۱۳	۲/۲۵**	۱/۰۵	۲/۶۵***
μ_1	−۲/۰۲	−۲/۰۷**	−۲/۱۷	−۲/۳۲**
η_{00}	۱/۱۱	۲/۶۲***	۱/۱۸	۳/۲۵***
η_{10}	۰/۶۸	۱/۹۳**	۰/۷۸	۲/۸۲***
η_{01}	۱/۱۴	۷/۱۴***	۱/۱۴	۷/۴۱***
η_{11}	۰/۲۵	۰/۷۳	۲/۴۷	۰/۸۰۹
ω_0	۲/۶۳	۲/۷۹***	۲/۴۵	۲/۸۴***
ω_1	۰/۶۴	۱/۸۸**	۰/۸۳	۲/۱۱**
φ_0	۰/۹۲	۵۵/۷***	۰/۹۲	۵۵/۹۱***
φ_1	۰/۳۸	۲/۶۱*	۰/۳	۱/۷۳*
β_0	۱/۵	۹/۹۵***	۱/۴۷	۹/۸۹***
β_1	۱/۳۷	۳/۸۲***	۱/۳۶	۴/۴۱***
δ_0	۰/۴۴	۲/۷۸***	۰/۴۲	۱/۸۳*
δ_1	−۰/۵۵	−۱/۷۶*	−۰/۵۶	−۱/۴۹
θ_0			۲/۵۵	۲/۴۱**
∂_0			−۲/۱۵	−۱/۷۴*
θ_1	۱/۵۳	۱/۹۸**		
∂_1	−۱/۰۳	−۱/۸۱*		
p_{00}			۰/۹۲۸	
p_{11}			۰/۸۹۵	
Log-likelihood	−۳۶۲/۱۵		−۳۶۶/۸۷	
Q(12)	۱۲/۸۷		۱۱/۶۴	
$Q^2(12)$	۱۳/۱۷		۱۲/۷	

*** : معنی‌دار در سطح ۱٪ ، ** : معنی‌دار در سطح ۵٪ ، * : معنی‌دار در سطح ۱۰٪

مآخذ: محاسبات تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

بر اساس نتایج تخمین، دوره‌های اقتصادی صفر مرتبط با دوره‌های اقتصادی واریانس بالا و میانگین بالا (دوره‌های اقتصادی رونق) و دوره های اقتصادی یک مرتبط با دوره های اقتصادی واریانس پایین و میانگین پایین (دوره‌های اقتصادی رکود) می‌باشد. بر اساس نتایج جدول (۴)، ضرایب تخمین زده شده تورم در دوره‌های اقتصادی صفر، در سطح و وقفه اول مثبت بوده و به صورت معنی‌داری متفاوت از صفر هستند، به طوری که در مدل با احتمالات انتقال توضیح داده شده، $\eta_{00} = 1.11, \eta_{01} = 1.14$ بوده و در مدل با احتمالات انتقال ثابت شده، $\eta_{00} = 1.18, \eta_{01} = 1.14$ می‌باشد؛ در دوره‌های اقتصادی یک، تورم تنها در سطح دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر روی بازده سهام است به طوری که در مدل با احتمالات انتقال توضیح داده شده، $\eta_{10} = 0.68$ و در مدل با احتمالات انتقال ثابت شده، $\eta_{10} = 0.78$ می‌باشد. نتایج فوق نشان دهندهٔ اثرات نامتقارن تورم بر روی بازده سهام در دو دوره‌های اقتصادی رکود و رونق آن می‌باشد.

به منظور بررسی این موضوع که آیا واریانس راه‌گزینی مارکف بیشتر دینامیک سری زمانی بازده سهام را تسخیر می‌کند یا خیر، تست تشخیصی باکی ـ پیرس (B-P)[1] با رتبه ۱۲ برای جملات خطای استاندارد شده مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج تست در جدول (۴) قابل مشاهده است. نتایج تست B-P نوفه سفیدی[2] جملات خطا را نشان می‌دهد، به صورت مشابه، فرض صفر برای نبود همبستگی سریالی در مجذور خطاها (با رتبه ۱۲) پذیرفته می‌شود که این نشان دهندهٔ ناهمسانی واریانس[3] باقیمانده در جزء خطا می‌باشد. این نتایج نشان می‌دهد که مدل راه‌گزینی مارکف دو دوره‌های اقتصادی یک تقریب قابل قبول را در ناهمسانی واریانس بازده سهام ارائه می‌کند.

نتایج تخمین $\theta_1 = 1.51$ در مدل MS-EGARCH(1,1) با احتمالات انتقال توضیح داده شده، گویای اثرات مثبت تورم در تداوم فاز رونق بازده سهام دارد، در حالی که ضریب $\partial_1 = -1.03$، اثر منفی تورم را در تداوم دوره‌های رکود بازده سهام نشان می‌دهد.

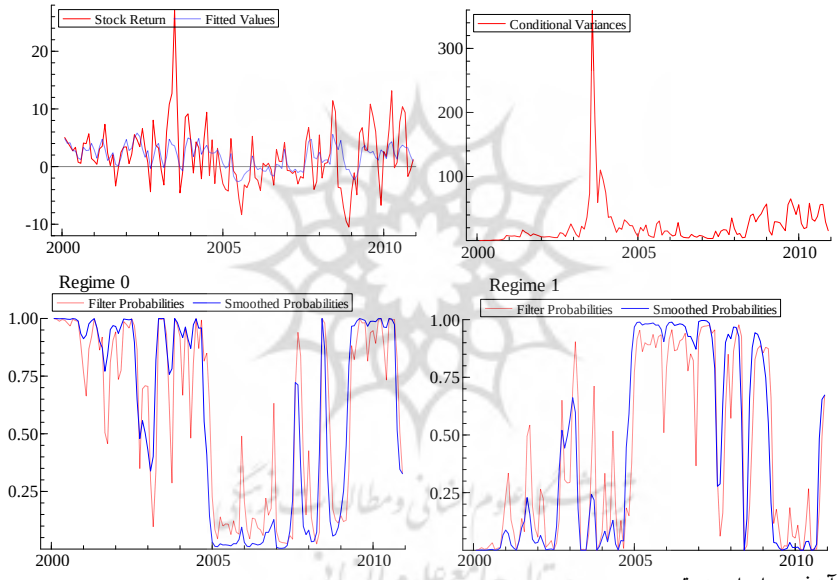
در مدل MS-EGARCH(1,1) با احتمالات انتقال ثابت شده، تنها ضریب اثرات نامتقارن δ_0 بازده بازار سهام معنی‌دار و بزرگ‌تر از صفر می‌باشد، بنابراین بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌های اقتصادی صفر، به شوک‌های منفی سریع‌تر از شوک‌های مثبت عکس‌العمل نشان می‌دهد. به علاوه در مدل MS-EGARCH(1,1) با احتمالات انتقال توضیح داده شده، ضریب اثرات نامتقارن δ_0 بازده بازار سهام معنی‌دار و بزرگ‌تر از صفر می‌باشد، بنابراین بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار

1. Box–Pierce
2. White Noise
3.HeteroScedasticity

تهران در دوره‌های اقتصادی صفر، به شوک‌های منفی سریع‌تر از شوک‌های مثبت عکس‌العمل نشان می‌دهد در حالی که ضریب اثرات نامتقارن δ_1 بازده بازار سهام معنی‌دار و کوچک‌تر از صفر می‌باشد، بنابراین بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران در دوره های اقتصادی یک، به شوک‌های مثبت سریع‌تر از شوک‌های منفی عکس‌العمل نشان می‌دهد.

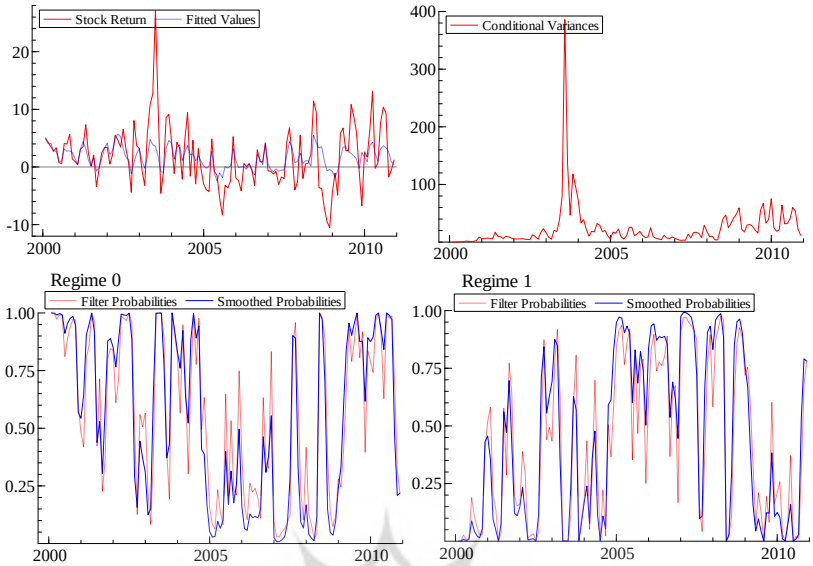
در شکل (۲) و (۳)، احتمالات انتقال مدل MS-EGARCH(1,1) با شمول وقفه تورم در مدل، در حالت احتمالات انتقال ثابت شده و احتمالات انتقال توضیح داده شده دو دوره‌های اقتصادی بازده بازار سهام بورس اوراق بهادار تهران ارائه شده است.

شکل ۲: مدل MS-EGARCH(1,1) با احتمالات ثابت داده شده و شمول وقفه تورم



مآخذ: محاسبات تحقیق

شکل (۳): مدل MS-EGARCH(1,1) با احتمالات توضیح داده شده و شمول وقفه تورم



مآخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس شکل (۲) و (۳)، هرچه احتمال دوره های اقتصادی در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن بازده بازار سهام در آن دوره‌های اقتصادی، در آن دوره زمانی بیشتر است. یافته‌ها نشان می‌دهد که مدل MS-EGARCH با شمول وقفه تورم، نسبت به مدل MS-EGARCH تک متغیره، در تسخیر مسیر تغییرات سری در هر دو حالت دوره‌های اقتصادی صفر و یک خوب بهتر عمل می‌کند. به علاوه شکل (۲) و (۳) نشان می‌دهد که واریانس در بین دو دوره‌های اقتصادی، در دوره های اقتصادی صفر مطابق با وضعیت واریانس بالا و میانگین بالا (یا فاز رونق) و در دوره‌های اقتصادی یک مطابق با وضعیت واریانس پایین و بازده پایین (یا فاز رکود) تغییر می‌کند.

۵ -نتیجه‌گیری و پیشنهاد

در این مطالعه نقش نوسانات بازار سهام در توضیح رفتار بازار سهام، با استفاده از داده‌های ماهیانه سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۹ بررسی شده است. روش تجربی مطالعه حاضر مبتنی بر مدل MS-EGARCH(1,1) دو دوره‌های اقتصادی می‌باشد. این مدل بر اساس این حقیقت که ما را قادر در به حساب آوردن دو نوع اصلی تغییرات در بازار سهام می‌سازد تعیین شده است، اول اینکه ما را قادر به

راه‌گزینی بین دو دوره‌های اقتصادی واریانس و میانگین پایین و دوره‌های اقتصادی واریانس و میانگین بالا می‌سازد و دوم اینکه ما را قادر به بررسی تغییرات زمانی و عدم تقارن در واریانس شرطی در هر دوره‌های اقتصادی می‌کند.

بر اساس نتایج حاصل از تست نرخ راست نمایی، مدل MS-EGARCH(1,1) ارائه شده با راه‌گزینی در میانگین و واریانس، یک تقریب آماری بهتری را در داده‌ها نشان می‌دهد. نتایج مشاهداتی قوی را از وابستگی بازده بازار سهام به تغییرات دوره‌های اقتصادی نشان می‌دهد بر اساس نتایج تخمین، دوره‌های اقتصادی صفر مرتبط با دوره‌های اقتصادی واریانس بالا و میانگین بالا (دوره-های اقتصادی رونق) و دوره‌های اقتصادی یک مرتبط با دوره‌های اقتصادی واریانس پایین و میانگین پایین (دوره‌های اقتصادی رکود) می‌باشد.

ضرایب تخمین زده شده تورم در دوره‌های اقتصادی صفر مرتبط با دوره‌های اقتصادی واریانس بالا و میانگین بالا (دوره‌های اقتصادی رونق) ، در سطح و وقفه اول مثبت بوده و به صورت معنی‌داری متفاوت از صفر هستند. در دوره‌های اقتصادی یک مرتبط با دوره‌های اقتصادی واریانس پایین و میانگین پایین (دوره‌های اقتصادی رکود) ، تورم تنها در سطح دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر روی بازده سهام است. نتایج فوق نشان دهندهٔ اثرات نامتقارن تورم بر روی بازده سهام در دو دوره‌های اقتصادی رکود و رونق آن می‌باشد.

نتایج تخمین مدل MS-EGARCH(1,1) با احتمالات انتقال توضیح داده شده، گویای اثرات مثبت تورم در تداوم فاز رونق بازده سهام دارد، در حالی که اثر منفی تورم را در تداوم دوره‌های رکود بازده سهام نشان می‌دهد.

بر اساس نتایج تخمین مدل MS-EGARCH(1,1) با احتمالات انتقال ثابت شده، تنها در دوره‌های اقتصادی صفر شاهد اثرات نا متقارن شوک‌ها بر روی بازده بورس اوراق بهادار تهران هستیم، در حالی که در مدل MS-EGARCH(1,1) با احتمالات انتقال توضیح داده شده، در دوره‌های اقتصادی صفر و یک، شاهد اثرات نا متقارن شوک‌ها بر روی بازده بورس اوراق بهادار تهران می‌باشیم.

بر اساس نتایج کلی تحقیق، تورم اثر مثبتی را بر روی بازده سهام بورس اوراق تهران بر جای می‌گذارد و عاملی مثبت در انتقال بازده از دوره‌های اقتصادی رکود به دوره‌های اقتصادی رونق می‌باشد، بنابراین با توجه به اینکه بر اساس مبانی نظری، اختلال در تقاضا که عامل تورم موقتی بوده ممکن است به صورت مثبت بازده سهام را تحت تأثیر قرار دهد، در اقتصاد ایران، شوک تقاضا به

عنوان نماینده‌ای برای حرکات غیر انتظاری و موقتی در تورم به علت سیاست‌هایی پولی، تغییر مخارج دولت و دیگر عوامل، نحوه‌ی اثر گذاری تورم بر روی بازده سهام را تعیین می‌کند. افزایش شدید نقدینگی در اقتصاد ایران و تورم شدید ناشی از آن، گواهی بر موضوع فوق است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و مأخذ

1. Adrangi, B., Chatrath, A., Raffiee, K. 1999 . Inflation, output, and stock prices: Evidence from two major emerging markets. Journal of Economics and Finance, 23, 266–278.
2. Alagidede, P., 2009. Relationship between stock returns and inflation. Applied Economics Letters 16, 1403–1408.
3. Aloui, C., Jammazi, R., 2009. The Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Shifts Behavior: A Regimes Witching Approach. Energy Economics 31(5), 789–799.
4. Apergis, N., Eleftheriou, S. 2002 . Interest rates, inflation and stock prices: The case of the Athens Stock Exchange. Journal of Policy Modeling, 24, 231–236.
5. Bae, J., Kim, C.J., Nelson, C.R., 2007. Why are stock returns and volatility negatively correlated? Journal of Empirical Finance 14, 41–58.
6. Bauwens, L., Preminger, A., Rombouts, J.V.K., 2006. Regime Switching GARCH Models. CORE Discussion Paper, no. 2006-11.
7. Barnes, M., Boyd, J.H., Smith, B.D., 1999. Inflation and asset returns. European Economic Review 43, 737–754.
8. Blanchard, O.J., Gali, J., 2007 .The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why are 2000s so Different from the 1970s? National Bureau of Economic Research. Working Paper 13368.
9. Black, F., 1976. Studies of stock market volatility changes. Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, pp. 177–181.
10. Bollerslev, T.P., 1987. A conditional time series model for speculative prices and rates of returns. Review of Economics and Statistics 69, 524–554.
11. Boudoukh, J., Richardson, M., 1993. Stock returns and inflation: a long horizon perspective. The American Economic Review 83, 1346–1355.
12. Cai, J., 1994. A Markov model of unconditional variance in ARCH. Journal of Business and Economic Statistics 12, 309–316.
13. Chatrath, A., Ramchander, S., Song, F. 1997 . Stock prices, inflation and output: Evidence from India. Applied Financial Economics, 7, 439–445.
14. Choudhry, T. 2001 . Inflation and rates of return on stocks: Evidence from high inflation countries. Journal of International Financial Markets, Institutions, and Money, 11, 75–96.
15. Chu, C.S.J., Santoni, G., Liu, T., 1996. Stock market volatility and regime shifts in the return. Information Science 94, 179–190.
16. Clements, M.P., Krolzig, H.M., 2002. Can oil shocks explain asymmetries in the US business cycle? Empirical Economics 27, 185–204.
17. Cologni, A., Manera, M., 2009. The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: a Markov-Switching Analysis for G7 Countries. Economic Modelling 26, 1–29.

18. Crosby, M. 2001 . Stock returns and inflation. Australian Economic Papers, 40, 156–165.
19. Diamantis, P.F., 2008. Financial liberalization and changes in the dynamic behaviour of emerging market volatility: evidence from four Latin American equity markets. Research in International Business and Finance 22, 362–377.
20. Dueker, M., 1997. Markov switching GARCH processes and mean reverting stock market volatility. Journal of Business and Economics Statistics 15, 26–34.
21. Durai, S.R.S., Bhaduri, S.N. 2009. Stock prices, inflation and output: Evidence from wavelet analysis. Economic Modelling, 26, pp: 1089–1092.
22. Engsted, T., Tanggaard, C. 2002 . The relation between asset returns and inflation at short and long horizons. Journal of International Financial Markets, Institutions, and Money, 12, 101–118.
23. Fama, E. F. 1981 . Stock returns, real activity, inflation, and money. American Economic Review, 71, 545–565.
24. Feldstein, M. 1980 . Inflation and the stock market. American Economic Review, 70, 839–847.
25. Filardo, A.J., 1994. Business-cycle phases and their transitional dynamics. Journal of Business and Economic Statistics 12, 299–308.
26. Filardo, A.J., Gorgon, S.F.,1998. Business cycle durations. Journal of Econometric 85, 99–123.
27. Gold Smith, W. Reymond. 1969. Financial Structure and Development New Hower, CT: Uyale U. Press.
28. Fisher, I. 1930 . The theory of interest. New York7 MacMillan.
29. Gallagher, L. A., Taylor, M. P. 2002 . The stock return–inflation puzzle revisited. Economics Letters, 75, 147–156.
30. Geske, R., Roll, R., 1983. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. Journal of Finance 38, 1–33.
31. Gray, S.F., 1995. An analysis of conditional regime-switching models. Working Paper, Fuqua School of Business, Duke University.
32. Guidolin, M., Timmermann, A., 2006. An econometric model of nonlinear dynamics in the joint distribution of stock and bond returns. Journal of Applied Econometrics 21, 1–22.
33. Hamilton, J.D., 1989. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica 57, 357–384.
34. Hamilton, J.D., Susmel, R., 1994. Autoregressive conditional heteroscedasticity and changes in regime. Journal of Econometrics 64, 307–333.
35. Hammoudeh, S., Choi, K., 2007. Characteristics of permanent and transitory returns in oil-sensitive emerging stock markets: the case of GCC countries. International Financial Markets, Institutions & Money 17, 231–245.
36. Henry, O., 2009. Regime switching in the relationship between equity returns and short-term interest rates. Journal of Banking and Finance 33, 405–414.
37. Hess, P. J., Lee, B. S. 1999 . Stock returns and inflation with supply and demand disturbances. The Review of Financial Studies, 12, 1203–1218.

38. Hishiyima, K., 1998. Some evidence of regime shifts in international stock markets. Managerial Finance 24, 30–55.
39. Holmes, M.J., Wang, P., 2003. Oil and the asymmetric adjustment of the U.K output: a Markov switching approach. International Review of Applied Economics 17, 181–192.
40. Hondroyiannis, G., Papapetrou, E. 2006. Stock returns and inf lation in Greece: A Markov switching approach. Review of Financial Economics, 15, pp: 76–94.
41. Hondroyiannis, G., Papapetrou, E. 2001 . Stock market performance and macroeconomic experience in Greece. Greek Economic Review, 21 2 , 65–84.
42. Ismail, M.T., Isa, Z., 2008. Identifying regime shifts in Malaysian stock market returns. International Research Journal of Finance and Economics 15, 44–57.
43. Jammazi, R., Aloui, C., 2009. Wavelet Decomposition and Regime Shifts: Assessing the Effects of Crude Oil Shocks on Stock Market Returns. Energy Policy.
44. James, B. Ang. 2008. What are the mechanisms linking financial development and economic growth in Malaysia, Economic Modeling, 251pp: 38-53.
45. James, C., Koreish, S., Partch, M. 1985 . A VARMA analysis of the causal relations among stock returns, real output, and nominal interest rates. Journal of Finance, 40, 1375–1384.
46. Kaul, G. 1987 . Stock returns and inflation: The role of monetary sector. Journal of Financial Economics, 18, 253–274.
47. Kaul, G. 1990 . Monetary regimes and the relation between stock returns and inflationary expectations. Journal of Financial and Qualitative Analysis, 25, 307–321.
48. Kim, C.J., Nelson, C.R., 1999. Friedman's plucking model of business fluctuations: tests and estimates of permanent and transitory components. Journal of Money, Credit and Banking 31, 317–334.
49. King, G. Robert., Levine, Ross. 1993. Financial Intermediation and Economic Development, financial Intermediation in the Construction of Europe, Eds: Colin Mayer and Xavier vives.London: Center for economic Policy, PP: 89-153.
50. Kryzanowski, L., Rahman, A.H. 2009. Generalized Fama proxy hypothesis: Impact of shocks on Phillips curve and relation of stock returns with inflation. Economics Letters, 103, pp:135–137
51. Kwak, Y. H. and Ingall, L., 2007. Exploring Monte Carlo Simulation Applications for Project Management, in: Risk Management 9, 44-57.
52. Lamoureaux, C., Lastrappes,W., 1990. Persistence in variance, structural change and the GARCH model. Journal of Business and Economic Statistics 8, 225–234.
53. Levine, R., Demirguc, A.Kunt. 2008. Finance, Financial Sector Policies, and Long Run Growth, World Bank, Policy Research, pp : 44-69.
54. Levine, Ross., Zervos, Sara. 1996. Stock Mankats, Danks and Economic Growth, World Bank Policy Research. working paper.
55. Lin, S.-C., 2009. Inflation and real stock returns revisited. Economic Inquiry 47, 783–795.

56. Li,L., Narayanc, P.K, Zhengc, X. 2010. An analysis of inflation and stock returns for the UK. Int. Fin. Markets, Inst. and Money, 20, pp: 519–532.
57. Maheu, J.M., McCurdy, T.H., 2000. Identifying bull and bear markets in stock returns. Journal of Business and Economic Statistics 18, 100–112.
58. Manera, M., Cologni, A., 2006. The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: A Markov-Switching Analysis for the G-7 Countries. Working Papers 2006, 29. Fondazione Eni Enrico Mattei.
59. Marshall, D. A. 1992 . Inflation and asset returns in a monetary economy. Journal of Finance, 47, 1315–1342.
60. Modigliani, F., Cohn, R. A. 1979 . Inflation rational valuation and the market. Financial Analysts, 24–44.
61. Mckinan, I. Ranald. 1973. Money and Capital in Economic development , Washington, DC: Brooking Institution.
62. Najand, M., Noronha, G. 1998 . Causal relations among stock returns, inflation, real activity and interest rates: Evidence from Japan. Global Finance Journal, 1, 71–80.
63. Nelson, D.B., 1991. Conditional heteroscedasticity in asset returns: a new approach. Econometrica 59, 347–370.
64. Omran, M., Pointon, J. 2001 . Does the inflation rate affect the performance of the stock market? The case of Egypt. Emerging Markets Review, 2, 263–279.
65. Patrick, H. 1966. Financial Development and Economic growth in underdeveloped countries, Economic development and cultural change, 12 2, pp: 174-89.
66. Ram, R., Spencer, D.E., 1983. Stock returns, real activity, inflation and money: a comment. American Economic Review 73, 463–470 (June).
67. Rapach, D. E. 2002 . The long-run relationship between inflation and real stock prices. Journal of Macroeconomics, 24, 331–351.
68. Rushdi, M., Kim, J., Silvapulle, P. 2011. ARDL bounds tests and robust inference for the long run relationship between real stock returns and inflation in Australia. Economic Modelling, 29, pp: 535–543.
69. Ryan, G., 2006. Irish stock returns and inflation: a long span perspective. Applied Financial Economics 16, 699–706.
70. Raymond, J.E., Rich, R.W., 1997. Oil and the macroeconomy: a Markov state switching approach. Journal of Money, Credit, and Banking 29, 193–213.
71. Ritab, S., Khouri, Al. 2007. Financial Sector Development and Sustainable Economic Growth , Advances in Financial Economics, 12. pp: 345-360.
72. Schaller, H., Norden, S., 1997. Regime switching in stock market returns. Applied Financial Economics 7, 177–192.
73. Sharpe, S. A. 2002 . Reexamining stock valuation and inflation: The implications of analysts' earnings forecasts. The Review of Economics and Statistics, 84, 632–648.
74. Show,E.S. 1973. Financial Deepening in Economic Development. New York: oxford university press.

75. Spyrou, S. I. 2004 . Are stocks a good hedge against inflation? Evidence from emerging markets. Applied Economics, 36, 41–48.
76. Solnik, B., 1983. The relation between stock prices and inflationary expectations: the international evidence. Journal of Finance 38, 35–48.
77. Suleiman, Abu-Bader., Aamer, S. Abu-Qarn. 2007. Financial development and economic growth, Journal of Policy Modeling.
78. Turner, M.C., Startz, R., Nelson, C.F., 1989. A Markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market. Journal of Financial Economics 25, 3–22.
79. Walid, C., Chaker, A., Masood, O., Fry, J., 2011. Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach, Emerging Markets Review 12, 272-292.
80. Wang, P., Theobald, M., 2008. Regime-switching volatility of six East Asian emerging stock markets. Research in International Business and Finance 22, 267–283.
81. Watson, M.W., 1986. Univariate detrending methods with stochastic trends. Journal of Monetary Economics 18, 49–75.
82. Wong, K.F., Wu, H.J., 2003. Testing Fisher hypothesis in long horizons for G7 and eight Asian countries. Applied Economics Letters 10, 917–923.
83. Zhao, X. 1999 . Stock prices, inflation and output: Evidence from China. Applied Economics Letters, 6, 509–511.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی