

## تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران

دکتر خسرو پیرائی<sup>۱</sup>

محمدرضا شهسوار<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۷/۴/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۳۸۶/۷/۱۰

### چکیده

مطالعه حاضر کوششی برای نشان دادن تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سرمایه ایران می باشد. بدین منظور داده های فصلی متغیرهای مختلف اقتصادی مثل تولید ناخالص داخلی، حجم پول، تورم و نرخ ارز از سال های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ را مورد توجه قرار داده و بر اساس تئوری قیمت گذاری آربیتراژ و انجام آزمون های ریشه واحد، تشخیصی و هم تجمعی، مدل های خود همبسته با وقفه توزیع شده تصحیح خطا برآورد شده و تأثیرات متغیرهای فوق بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران بررسی گردید. نتایج حاکی از آن است که ارتباط شاخص قیمت سهام با تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت ها بصورت مستقیم بوده و قیمت سهام، ارتباط معکوس با حجم پول و نرخ ارز دارد. ضریب تصحیح خطای الگو نیز نشان می دهد در هر دوره ۱۵ درصد از عدم تعادل موجود، برطرف شده که بیانگر سرعت تعدیل بالا می باشد.

**واژگان کلیدی:** بازار سرمایه، متغیرهای کلان اقتصادی، مدل خود همبسته با وقفه توزیع شده، مدل تصحیح خطا، شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار، تئوری قیمت گذاری آربیتراژ.

طبقه بندی JEL : E44, G12, C22

۱. دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی شیراز

۲. کارشناس ارشد اقتصاد

## ۱- مقدمه

در بازار سرمایه نوسانات گسترده موجب ورود و خروج انبوهی از سرمایه می‌گردد. تحمل این حرکت سرمایه حتی در اقتصادهای توسعه یافته که در آنها روابط ساختاری به نسبت منظمی برقرار است، دشوار به نظر می‌رسد. در کشورهای در حال توسعه، ضربه‌های وارد شده بر اقتصاد به دلیل ضربه‌های بازار بورس، در مقایسه با کشورهای توسعه یافته عمق بیشتری دارد. زیرا نگرانی از افت ارزش سرمایه با نگرورزی‌های ناشی از بی‌ثباتی‌های مشهود در اقتصاد همراه می‌شود. تغییر بازده ریسک سرمایه‌گذاری ناشی از نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی، می‌تواند گزینه‌های سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد.

در جریان رشد اقتصادی، اهمیت سرمایه به‌عنوان عامل مهم تولید روز به روز افزایش می‌یابد و همین امر، موجب اتخاذ سیاست‌هایی برای جلب سرمایه گردیده است. از جمله مهمترین اقدامات کشورهای توسعه یافته، گسترش بازارهای سرمایه و تشویق سرمایه‌گذاران خارجی می‌باشد. بازار سرمایه بویژه به دلیل اثرات ضد تورمی در مقایسه با بازار پول، در تأمین مالی طرح‌های سرمایه‌گذاری از اولویت برخوردار بوده و حائز اهمیت است. شناخت عوامل مؤثر بر بازار سهام می‌تواند به جهت دهی سرمایه سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه کمک قابل ملاحظه‌ای نماید.

در این مطالعه، سعی بر آن است که با شناخت عوامل مؤثر کلان اقتصادی از قبیل عرضه پول، تولید ناخالص داخلی، تورم و نرخ ارز به سؤالات زیر پاسخ داده شود: سطح عمومی قیمت‌ها بر شاخص قیمت بازار سهام چه اثری دارد؟ تولید ناخالص داخلی چه اثری بر شاخص قیمت بازار سهام دارد؟ عرضه پول بر شاخص قیمت سهام دارای چه اثری می‌باشد؟ نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام دارای چه اثری می‌باشد؟

## ۲- پیشینه تحقیق

لطفی‌مزرعه‌شاهی (۱۳۷۶) به بررسی اثرات تورم بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. هدف از انجام این تحقیق پاسخ به این سؤال می‌باشد که "آیا هماهنگ با روند تورمی، بازده سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران نیز افزایش داشته است؟" به عبارت دیگر "آیا سهام در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان سپر تورمی<sup>۱</sup> عمل نموده است؟" نتایج این بررسی نشان داد که نرخ رشد بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و نرخ رشد سود خالص و سود تقسیمی شرکت‌های مذکور، بیشتر از نرخ تورم بوده است. همچنین در دوره مورد بررسی در بازار بورس اوراق بهادار تهران، رشد بی‌رویه قیمت سهام وجود

## 1. Inflation Hedge

داشته است. شرکتهایی که دست به اجرای طرحهای سرمایه‌گذاری و توسعه زده‌اند، دارای نرخ رشد بازده، نرخ رشد سود خالص و نرخ رشد سود تقسیمی بالاتری نسبت به شرکتهای فاقد طرح سرمایه‌گذاری و توسعه می‌باشند. در واقع شرکتهای گروه اول توانسته‌اند با اجرای طرحهای سرمایه‌گذاری، نرخ بازده بیشتری نسبت به نرخ هزینه سرمایه به دست آورده، در نهایت سود خود را بیشتر از نرخ تورم افزایش دهند.

حسینی (۱۳۷۹) واکنشهای شاخص کل قیمت سهام در بورس تهران را به تغییرات نرخ تورم در کشور مطالعه نموده و به دنبال این سؤالات بوده است که: آیا اولاً بین تغییرات نرخ تورم و قیمت های سهام در بورس تهران ارتباط وجود دارد؟ ثانیاً شدت و ضعف و سمت و سوی این رابطه در صورت وجود، چگونه بوده است؟ در این تحقیق، داده های متغیرهای فوق به صورت فصلی از آغاز سال ۱۳۶۹ تا پایان سال ۱۳۷۷ گردآوری شده است. با تجزیه و تحلیل داده ها در نهایت معلوم گردید که رابطه بین شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران و نرخ تورم ضعیف بوده و از نظر سمت و سوی نیز این رابطه مستقیم است.

حیدری (۱۳۸۰) به بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر شاخص قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران و رابطه علیت گرنجری بین متغیرهای شاخص نرخ ارز، شاخص قیمت اتومبیل و شاخص قیمت مسکن با شاخص قیمت سهام پرداخته و نتایج حاکی از یافتن یک ارتباط دو سویه بین این متغیرها با شاخص قیمت سهام بوده است.

اسلاملوئیان و زارع (۱۳۸۵) تأثیر متغیرهای کلان و دارایی‌های جایگزین بر قیمت سهام در ایران با استفاده از روش پسران و همکاران و یک الگوی خود همبسته با وقفه های توزیعی (ARDL) و بهره‌گیری از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ای لوکاس طی دوره فصل سوم سال ۱۳۷۲ تا فصل اول ۱۳۸۲ مورد بررسی قرار دادند. شاخص تولیدات صنعتی، نسبت قیمت داخل به خارج، حجم پول و قیمت نفت به عنوان متغیرهای مهم کلان اقتصادی و ارز، قیمت سکه، طلا و قیمت مسکن به عنوان دارایی‌های عمده جایگزین، متغیرهای توضیحی مطالعه فوق می باشند. آنان نشان دادند بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای اشاره شده رابطه تعادلی بلند مدت وجود دارد. نسبت قیمت داخل به خارج، قیمت نفت، قیمت مسکن و قیمت سکه تأثیر مثبت و نرخ ارز و حجم پول تأثیر منفی بر شاخص قیمت سهام دارند. شاخص تولیدات صنعتی بر روی رفتار قیمت سهام در ایران بی تأثیر است. با توجه به برآورد الگوی تصحیح خطا، حدود نیمی از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌گردد.

بازار سرمایه، مورد توجه جدی پژوهشگران سایر کشورها نیز قرار گرفته ابراهیم (Ibrahim, 2003)، به بررسی تأثیر شاخص های کلان اقتصادی بر روی شاخص قیمت سهام برای دوره زمانی ژانویه ۱۹۷۷ تا

آگوست ۱۹۹۸ پرداخته است. وی با بهره گیری از یک الگوی خودهمبسته برداری، سعی در بیان ارتباط میان قیمت سهام مالزی، متغیرهای کلان اقتصادی و بازارهای سهام بین‌المللی (قیمت‌های سهام ژاپن و آمریکا) داشته است.

نتایج نشان می‌دهد که میان قیمت سهام مالزی و متغیرهای کلان (عرضه پول، سطوح قیمتی مصرف کننده، تولید واقعی و نرخ ارز) و شاخص‌های قیمت سهام بازارهای ژاپن و آمریکا، روابط هم‌تجمعی<sup>۱</sup> اثبات شده است. بدین ترتیب که در تحلیل این روابط بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای عرضه پول، شاخص قیمت مصرف کننده و تولیدات صنعتی، ارتباط مثبت و در مورد نرخ ارز، ارتباط منفی برقرار بوده است.

در مورد بررسی روابط بلند مدت میان بازارهای مالی مالزی، ژاپن و آمریکا نتایج متفاوتی حاصل شده، به طوری که بین بازار سهام مالزی و ژاپن، وجود یک ارتباط مثبت و بین بازار مالزی و آمریکا یک ارتباط منفی بلند مدت (و در کوتاه مدت یک ارتباط مثبت) حاکم بوده و علت وقوع چنین امری وجود یک همگرایی مالی بین دو بازار مالزی و ژاپن در منطقه آسیای شرقی، و تحرک سرمایه سرمایه‌گذاران بین این دو کشور بوده است. همچنین تأثیر متغیرهای اسمی همچون عرضه پول، شاخص قیمت مصرف کننده و نرخ ارز روی تغییرات قیمت سهام مالزی تأیید شده؛ هر چند که در مورد نرخ ارز باید خاطر نشان کرد که در بین سال‌های بحران، معنی دار نبوده است.

پویتراس (Poitras, 2004) به بررسی تأثیر خبرهای کلان اقتصادی بر روی قیمت سهام آمریکا پرداخته است. متغیرهای مورد استفاده عبارتند از: شاخص قیمت مصرف کننده، شاخص قیمت تولید کننده، نرخ بیکاری، کل اشتغال غیر کشاورزی، شاخص تولیدات صنعتی، تراز تجاری آمریکا برای کالا و خدمات، حجم پول و نرخ تنزیل فدرال رزرو. این مطالعه به تخمین یک الگوی رگرسیون خطی برای دوره زمانی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۸ به صورت ماهانه اقدام نموده است. نتایج برآورد حاکی از این است که به طور کلی خبرهایی که قابلیت پیش بینی دارند، دارای قدرت توضیح دهندگی معنی داری برای تغییرات در شاخص قیمت سهام نمی‌باشند.

هشت متغیر کلان اقتصادی ذکر شده، به استثنای نرخ تنزیل، دارای قدرت توضیح دهی ناچیزی برای تغییرات در شاخص قیمت سهام بوده‌اند؛ اما در مورد متغیر نرخ تنزیل می‌توان گفت بیش از ۹ درصد از تغییرات شاخص قیمت سهام را توضیح داده است. دلیل این امر شاید این باشد که متغیر نرخ تنزیل، تنها متغیری است که توسط سیاست‌های حمایتی دولت تحت تأثیر قرار نگرفته و البته توسط سیاست‌های مقامات فدرال رزرو تعیین شده است، که به هر حال این تفاوت می‌تواند جهت توضیح دهی بیشتر این نرخ برای تغییرات قیمت سهام مطرح باشد.

## 1. Cointegration

آبگری (Abugri, 2003) ارتباط میان نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی و بازدهی سهام را در دوره زمانی ژانویه ۱۹۸۶ تا آگوست ۲۰۰۱ برای بازارهای در حال گسترش مورد مطالعه قرار داده است. به طور مشخص تر این مطالعه به دنبال یافتن پاسخ این سؤال است که: آیا نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی همچون نرخ ارز، نرخ بهره، تولید صنعتی و عرضه پول می تواند روی بازدهی انتظاری سهام اثر معنی داری داشته باشد؟ آبگری با بهره گیری از یک مدل خود همبسته برداری نشان می دهد که علاوه بر متغیرهای کلان اقتصادی، رفتار بازارهای سرمایه نیز می توانند بر روی یکدیگر تأثیرگذار باشند؛ لذا این یافته به سیاستگذاران و سرمایه گذاران خاطر نشان می کند که در تحلیل بازار سهام توجه خاص و ویژه ای بر رفتار سایر بازارهای سهام داشته باشند.

والتی (Walti, 2005) تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر روی بازدهی بازار سهام برای پنجاه کشور صنعتی در دوره ۱۹۷۳ تا ۱۹۹۷ را بررسی نموده است. نتایج این مطالعه حاکی از این است که تجارت، ادغام مالی، ساختار اقتصادی کشورها، عدم تقارن اطلاعات و رژیم های ارزی کشورها عواملی هستند که می توانند رفتار بازار سهام کشورها را تحت تأثیر خود قرار دهند. لذا چنین عواملی می تواند یک جریان و حرکت همزمانی را بین بازارهای سرمایه کشورهای مختلف ایجاد نماید.

هامپ و مکمیلن (Humpe & Macmillan, 2006) اثر متغیرهای کلان اقتصادی را بر جابه جایی های بلندمدت در بازار سهام نشان داده اند. آنها برای رسیدن به این هدف با ارائه یک مدل استاندارد مناسب به توضیح عوامل مؤثر بر جابه جایی های بلندمدت بین بازار سهام ایالات متحده و ژاپن پرداخته اند. در این مطالعه اهمیت تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی انتخاب شده بر رفتار بلندمدت بازارهای سهام ایالات متحده و ژاپن آشکار خواهد شد. بنابراین آنها با ارائه یک تحلیل هم - تجمعی برای مدل، رابطه بلندمدت بین تولیدات صنعتی، شاخص قیمت مصرف کننده، عرضه پول، نرخ بهره کوتاه مدت و بلندمدت و قیمت سهام را در کشورهای ایالات متحده و ژاپن بررسی کرده اند. آمار مورد استفاده آنها شامل دوره ۱: ۱۹۶۰ الی ۵: ۲۰۰۴ می باشد.

نتایج به دست آمده از مدل تخمینی آنها یک رابطه مثبت بین تولیدات صنعتی، شاخص قیمت مصرف کننده و نرخ بهره کوتاه مدت با بازار سهام و یک رابطه منفی بین نرخ بهره بلندمدت و بازار سهام را نشان می دهد. در مدل تخمین زده شده برای کشور ژاپن، تولیدات صنعتی دارای ضریب مثبت کوچکتری نسبت به کشور ایالات متحده می باشد، در حالی که شاخص قیمت مصرف کننده برای کشور ژاپن ضریب مثبت بزرگتری دارد.

دیمتریوس سوکالاس (soukalas, 2003) به منظور بررسی رابطه میان عوامل کلان اقتصاد و قیمت سهام در قبرس از فرم خلاصه شده مدل بردار خود رگرسیون استفاده نمود و علیت گرنجری

بین بازدهی سهام و متغیرهای پیش بینی کننده را مورد آزمون قرار داد. نتایج حاکی از قابلیت پیش بینی (که بمنزله عدم کارآیی است) در بازار سهام بوده که مشابه الگوی مشاهده شده در بازار سهام کشورهای توسعه یافته است. به طور کلی همانند مطالعات قبلی در این زمینه، نتایج به دست آمده نمی‌تواند شاهی برای عدم کارآیی یا نواقص موجود در مدل قیمت گذاری دارایی باشد منصور ابراهیم و حسن الدین عزیز (Ibrahim & Aziz, 2003) رابطه عوامل کلان اقتصادی و بازار سهام مالزی را با تجزیه و تحلیل ارتباطات پویا بین قیمت های سهام و چهار عامل اقتصادی مهم با استفاده از روشهای استاندارد و پذیرفته شده هم تجمعی و بردار خود رگرسیون بررسی نموده اند. نتایج تجربی، وجود یک رابطه بلندمدت بین این متغیرها و قیمت های سهام و رابطه پایدار کوتاه مدت بین قیمت های سهام و دو متغیر از متغیرهای کلان اقتصادی را نشان می دهد. نرخ ارز با قیمت های سهام رابطه عکس دارد.

این مطالعه، اثرات آنی و مثبت نقدینگی و اثرات منفی بلندمدت افزایش عرضه پول بر روی قیمت های سهام را مستند می سازد. هم چنین، نقش پیش بینی کننده قیمت های سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی را نشان می دهد. در نهایت این مقاله، عدم وجود اثر مثبت و فوری نقدینگی بر روی شوک های عرضه پول و عملکردهای متقابل ناپایدار بین قیمت های سهام و نرخ ارز را در طول زمان نشان می دهد.

دپوک و هارتمن (Dopke & Hartman, 2006) با بررسی پیش بینی تغییرات کوتاه مدت بازار بورس با داده های کلان اقتصادی در زمان واقعی، به مقایسه بین پیش بینی تغییرات کوتاه مدت بازار سهام بر اساس داده های زمان واقعی و داده های اصلاح شده کلان اقتصادی در آلمان طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۴ می پردازند. نتایج نشان می دهد که ارزش آماری و اقتصادی پیش بینی تغییرات کوتاه مدت بر اساس داده های زمان واقعی قابل مقایسه با ارزش پیش بینی ها بر اساس داده های کلان اقتصادی اصلاح شده است.

## ۳- مباحث نظری در بازار سرمایه

اساس و پایه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای برگرفته از مدل انتخاب پرتفوی میانگین-واریانس مارکوویتز (۱۹۵۹)<sup>۱</sup> است. مارکوویتز ریسک و بازده را با استفاده از واریانس و میانگین بازده شناسایی کرد و مفهوم مرز کارایی را ارائه داد. مرز کارایی مارکوویتز پرتفوی‌های ریسکی را که از لحاظ ریسک و بازده، بهترین توازن را دارند، نشان می‌دهد. مدل انتخاب پرتفوی مارکوویتز، تنها بر روی انتخاب دارایی‌های ریسکی متمرکز شده است. پویایی دارایی بدون ریسک<sup>۲</sup> در هدایت تئوری پرتفوی به سمت تئوری سرمایه و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کمک نموده است. این کار به شارپ<sup>۳</sup>، نسبت داده می‌شود. شارپ برای ساده‌سازی جنبه‌های محاسباتی تئوری پرتفوی، مدل تک عاملی را استخراج کرد که به نام مدل بازار نیز معروف است. تئوری بازار سرمایه، رابطه تعادلی بین بازده مورد انتظار و ریسک پرتفوی‌های کارا را جستجو می‌کند.

تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ<sup>۴</sup> راس (Ross, 1976) به طور معمول به عنوان یک جانشین برتر برای سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی محسوب می‌شود. فرض اساسی مدل مذکور، امکان شناسایی متغیرها و طراحی مدل چند متغیره برای تعیین بازده سهام است، به نحوی که متغیرهای شناسایی شده به صورت خطی با بازده مورد انتظار سهام ارتباط داشته باشند. آربیتراژ نوع متغیرهای اقتصادی را شناسایی نمی‌نماید، اما امکان شناسایی بیش از یک عامل برای توضیح ریسک سیستماتیک را فراهم می‌نماید. در تئوری آربیتراژ، سرمایه‌گذار فرصتی برای افزایش بازده پرتفوی خود - بدون ریسک آن - پیدا می‌کند<sup>۵</sup> در این مدل، فرض بر آن است که سرمایه‌گذاران ثروت بیشتر را به ثروت کمتر ترجیح می‌دهند، ریسک گریزند، انتظارات مشابهی دارند و در بازارها با سرمایه کامل فعالیت می‌کنند. تلاش اصلی در این تحقیق، بررسی رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت سهام است. قیمت سهام (P) می‌تواند به عنوان جریان نقدی آتی تنزیل شده، در نظر گرفته شود. این رابطه می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$P_0 = \sum_{n=0}^t [E(D_n)/(1+i)^n]$$

1. Markowitz (1959PT)

۲. دارایی با واریانس صفر

3. SHARP

4. Reilly et al. (1997) p. 279

5. Arbitrage

6. Sharp, (2000), p. 324

در رابطه فوق، E نشان‌دهنده ارزش مورد انتظار،  $i$  نرخ مناسب تنزیل و  $DB_{tB}$  پرداخت نقدی در پایان دوره  $t$  است. روشن است هر متغیر اقتصادی که بر جریان نقدی مورد انتظار یا نرخ تنزیل تأثیر بگذارد، بر قیمت سهام نیز تأثیر خواهد گذاشت. شاخص قیمت سهام بورس تهران، نقش علامت‌دهی به سرمایه‌گذاران را دارد. روند رو به رشد شاخص قیمت، علامتی از رشد اقتصادی و سیر نزولی آن، علامتی از رکود اقتصادی تلقی می‌شود. سرمایه‌گذاران در صورت پیش‌بینی رونق شرایط اقتصادی، قیمت‌های سهام را در جهت افزایش، تحت فشار قرار می‌دهند. به عبارت دیگر، بهبود مورد انتظار در شاخص قیمت سهام، باعث افزایش قیمت‌های سهام خواهد شد.

#### ۴- ارائه الگو

مطالعه حاضر با بهره‌گیری از یک الگوی مناسب و به کار بردن متغیرهای سری زمانی فصلی شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت مصرف‌کننده، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و عرضه پول، به بررسی ارتباط بلندمدت میان شاخص قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی مذکور می‌پردازد. به منظور بررسی رابطه بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای مطرح شده، از الگوی خود همبسته با وقفه توزیع شده<sup>۱</sup> (ARDL) استفاده می‌شود. استفاده از این الگو دارای چند مزیت است. اول اینکه لازم نیست کلیه متغیرها از یک درجه تجمعی<sup>۲</sup> یکسان برخوردار باشند. همچنین افزون بر برآورد ضرائب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل بی‌تعادلی کوتاه مدت به تعادل بلندمدت ارائه می‌دهد. پسران و شین (Pesaran & Shin, 1999) نشان داده‌اند که تخمینها با استفاده از این روش برای حجم نمونه‌های کوچک (هنگامی که وقفه‌ها خوب تصریح شوند) دارای تورش کمتر و کارایی بیشتر است. همچنین این رویکرد، امکان بررسی مسأله هم-تجمعی را هنگامی که داده‌های سری زمانی مانا نیستند فراهم می‌آورد.

فرم کلی یک الگوی ARDL به صورت زیر می‌باشد:

$$y_t = \beta + \sum_{h=1}^{p-1} \eta_h y_{t-h} + \sum_{h=0}^{q-1} \lambda_h x_{t-h} + u_1$$

که در آن،  $y_t$  متغیر وابسته بوده و  $x_t$  بردار متغیرهای مستقل و  $u_1$  یک اختلال سفید<sup>۳</sup> است. بر مبنای رویکرد پسران و شین، الگوی تصحیح خطا<sup>۴</sup> (ECM) برای مدل فوق به صورت زیر است:

1. Auto Regressive Distributed Lag
2. Integrated
3. White Noise
4. Error Correction Model



$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^* \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j^* \Delta x_{t-j} + \omega_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \omega_i x_{i,t-1} + \varepsilon_t$$

که در آن  $k$  تعداد رگرسورها یا تعداد عناصر بردار  $x_t$  است. در الگوی فوق،  $x_{i,t}$  ها متغیرهای برونزا هستند. چنانچه ضرائب  $x_{i,t-1}$  و  $y_{t-1}$  معنی دار باشند، هم‌تجمعی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پذیرفته می‌شود. لذا فرضیه آزمون هم - تجمعی به صورت زیر است:

$$H_0 = \omega_i = 0 \quad i=0, 1, \dots, k$$

برای تخمین الگوی ARDL ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیارهای مناسب مانند معیار شوارتز - بیزین (SBC) تعیین و سپس ضرائب الگو برآورد می‌شود. با توجه به موارد فوق می‌توان الگوی مورد مطالعه را در قالب فرم ARDL به صورت زیر نوشت:

$$LP_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \alpha_j LP_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j LM_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j LGDP_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j LE_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j LCPI_{t-j} + \varepsilon_t$$

به طوری که،  $LP$  لگاریتم شاخص قیمت سهام،  $LGDP$  لگاریتم تولید ناخالص داخلی،  $LCPI$  لگاریتم شاخص قیمتی مصرف کننده،  $LE$  لگاریتم نرخ ارز و  $LM$  لگاریتم حجم پول می‌باشند. لازم به ذکر است که تمامی متغیرها به صورت فصلی بوده و دوره زمانی، سالهای ۸۵-۱۳۷۰ منظور گردیده است.

قبل از برآورد، لازم است ماهیت متغیرهای مورد استفاده در الگو از جهت مانا بودن مورد بررسی قرار گیرد. اگر متغیرهای مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو نامانا باشد، باعث می‌شود که نتایج حاصل از برآورد، چندان قابل اطمینان نبوده و در نتیجه محقق به استنباط‌های غلطی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها می‌رسد. به منظور بررسی مانایی<sup>۱</sup> سریهای زمانی از روش دیکی-فولر<sup>۲</sup> تعمیم یافته استفاده می‌شود. نتایج حاصل از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته در جدول (۱) آمده است.

1. Stationary
2. Augmented Dickey Fuller

جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	عرض از مبدا بدون روند		عرض از مبدا با روند	
	آماره آزمون	کمیت بحرانی	آماره آزمون	کمیت بحرانی
LP	-۲/۹۱	-۳/۴۸	-۱/۰۶	-۴/۸۴
LGDP	-۲/۹۱	-۳/۴۸	۲/۰۳	-۲/۲۸
LM	-۲/۹۱	-۳/۴۸	۰/۶۴۹	-۱/۹۵
LCPI	-۲/۹۱	-۳/۴۸	-۱/۳۲	-۲/۱۴
LE	-۲/۹۱	-۳/۴۸	-۲/۶۹	-۱/۲۲
DLP	-۲/۹۱	-۳/۴۸	-۳/۷۰	-۳/۷۰
DLGDP	-۲/۹۱	-۳/۴۸	-۱۲/۲۷	-۱۳/۲۱
DLM	-۲/۹۱	-۳/۴۸	-۱/۸۹	-۱/۹۴
DLCPI	-۲/۹۱	-۳/۴۸	-۱/۹۳	-۲/۵۲
DLE	-۲/۹۱	-۳/۴۸	-۷/۴۴	-۸/۲۴
DDL	-۲/۹۱	-۳/۴۸	-۱۴/۱۲	-۱۴/۰۱
DDLCP	-۲/۹۱	-۳/۴۸	-۱۱/۱۷	-۱۱/۰۷

ماخذ: محاسبات تحقیق - مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد می‌باشند.

#### ۵- برآورد الگوی شاخص قیمت سهام

با استفاده از روش خود همبسته برداری با وقفه توزیع شده که در قسمت معرفی الگو اشاره گردید، مدل مورد نظر برآورد می‌شود. نرم افزار Microfit-4 بر اساس معیار شوارتز - بیژین مدل ARDL (3,0,0,0,1) را برای وقفه ۳ به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب می‌کند که این مدل در جدول (۲) ارائه گردیده است:

جدول ۲. برآورد الگوی خودهمبسته با وقفه توزیع شده برای شاخص قیمت سهام (معیار شوارتز بیژین)

متغیر	ضرایب	مقدار آماره t
LP(-1)	۱/۲۴۵۵	۱۰/۵۷
LP(-2)	-۰/۱۰۲۳۲	-۰/۵۱۷۷۹
LP(-3)	-۰/۳۰۱۱۵	-۲/۵۳۷۵
LGDP	۰/۲۶۸۴۱	۲/۶۰۳۱
LM	-۰/۲۲۱۹۳	-۲/۱۱۴۸
LE	-۰/۲۸۲۹۴	-۲/۷۶۱۳
LCPI	۱/۸۵۷۱	۴/۵۰۱۸
LCPI(-1)	-۱/۱۷۲۸	-۳/۶۰۴۹
R-Squared: ۰/۹۹۷	F-stat: ۲۶۰۶	RSS: ۰/۲۲۵
R-bar-Squared: ۰/۹۹۶	SBC: ۶۷/۸۳	

ماخذ: محاسبات تحقیق

همانگونه که ملاحظه می شود، مدل برآورد شده دارای  $R^2$  بالا بوده که نشان دهنده قدرت توضیح دهنده بالای متغیرهای مستقل است و مقدار آماره  $F$  نشان دهنده معنی دار بودن مدل است. نتایج نشان می دهند که ضرائب کلیه متغیرها از نظر آماری معنا دار است. ضریب متغیر شاخص قیمت سهام در وقفه ۲ از نظر آماری معنادار نیست.

بر اساس جدول (۲) تمام متغیرها به جز متغیرهای لگاریتم حجم پول و نرخ ارز، تاثیر مثبت بر شاخص قیمت سهام داشته اند. بنابراین متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی و لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده بر روی لگاریتم شاخص قیمت سهام، تاثیر معنی دار مثبت داشته اند.

قبل از برآورد ضرائب بلندمدت و الگوی تصحیح خطا به منظور اطمینان از صحت اعتبار الگو، آزمون های تشخیصی لازم صورت گرفته است. نتایج این آزمون ها در جدول (۳) ارائه شده است و مشاهده می گردد بر اساس آماره های ضریب لاگرانژ (LM) و  $F$  مدل دارای مشکلات خودهمبستگی جملات اختلال، فرم تابعی، نرمال نبودن جملات اختلال و واریانس همسانی نبوده است. کلیه آزمون ها در سطح ۹۵ درصد انجام شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون تشخیصی برای متغیر شاخص قیمت سهام

آماره		آزمون
LM	F	
۳/۲۸	۰/۶۹۸	عدم خودهمبستگی
۱/۰۶	۰/۹۲۰	تصریح فرم تابعی
۶/۹۸	غیر قابل محاسبه	نرمال بودن جملات خطا
۲/۸۵	۲/۸۹	عدم واریانس همسانی

ماخذ: محاسبات تحقیق

#### ۶- برآورد الگوی بلندمدت شاخص قیمت سهام

قبل از برآورد ضرائب بلندمدت، آزمون همجمعی به منظور اطمینان از وجود رابطه بلندمدت برای متغیرهای مدل انجام می شود. برای اینکه الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد و رابطه همجمعی بین متغیرها وجود داشته باشد بایستی مجموع ضرائب مربوط به وقفه های متغیرهای وابسته کوچکتر از یک باشد. بنابراین برای بررسی وجود رابطه همجمعی لازم است فرضیه های زیر آزمون گردد:

$$H_0 = \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^p \alpha_i - 1 \leq 0$$

اگر عبارت  $\sum_{i=1}^p \alpha_i - 1$  را به مجموع انحراف معیار این ضرائب تقسیم کنیم، یک آماره از نوع آماره  $t$  نتیجه خواهد شد که می توان آن را با کمیتهای بحرانی ارائه شده توسط بانرجی و (Banerjee et al., 1992) برای انجام آزمون مقایسه کرد. با توجه به اینکه در الگوی برآورد شده، تعداد وقفه بهینه متغیر وابسته ۳ وقفه است. کمیت آماری مورد نیاز برای انجام آزمون فوق برابر با (۴/۰۵-) محاسبه شده که از قدرمطلق آماره دولادو و میستر (۱۹۹۲) در سطح ۹۵ درصد با مقدار (۴/۰۳-) بیشتر است. بنابراین می توان نتیجه گرفت که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای توضیحی به گونه ای که در مدل تصریح شده است، برقرار است. با توجه به تایید رابطه تعادلی بلندمدت، نتایج برآورد الگوی بلندمدت در جدول ۴ ارائه گردیده است.

جدول ۴. برآورد ضرائب بلندمدت الگوی شاخص قیمت سهام (معیار شوارتز بیزین)

متغیر	ضرائب	مقدار آماره $t$
LGDP	۱/۶۹۹	۲/۸۴۷
LM	-۱/۴۰۴	-۲/۰۰۷
LE	-۱/۷۹۱	-۳/۵۲۴
LCPI	۴/۳۳۱	۳/۷۰۳

ماخذ: محاسبات تحقیق - مقادیر در سطح ۹۵ درصد می باشند.

چنانکه نتایج جدول ۴ نشان می دهد تمام ضرائب برآورد شده از نظر آماری معنی دار می باشند و متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی و لگاریتم شاخص قیمتی مصرف کننده، دارای اثر مثبت و لگاریتم نرخ ارز و لگاریتم حجم پول، دارای اثر منفی بر شاخص قیمت سهام می باشند. در تحلیل وجود رابطه مستقیم بین تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت سهام می توان گفت از آنجا که تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخصی از رشد یا رکود اقتصادی در نظر گرفته می شود، لذا تغییرات این شاخص می تواند وضعیت بازار را نشان دهد که در نتیجه می توان آثار آن را در تغییر ارزش میزان فروش بنگاهها و نیز تغییر بازدهی سهام بنگاهها و در پی آن، شاخص قیمت سهام مشاهده کرد. بنابراین افزایش تولید ناخالص داخلی حاکی از وجود رونق در اقتصاد بوده و در

نتیجه باعث افزایش بازدهی شرکتها و سودآوری آنها و در نهایت باعث افزایش تقاضای سهام آنان و افزایش شاخص قیمت سهام در بازار خواهد شد.

در مورد رابطه منفی شاخص قیمت سهام و حجم نقدینگی می‌توان گفت به طور کلی تاثیر گذاری پول از دو بعد بر شاخص قیمت سهام حائز اهمیت است. اول اینکه به عنوان متغیر کلان اقتصادی عامل تاثیر گذار است و دیگر آنکه، به عنوان یک دارایی در سبد دارایی‌های سرمایه‌گذار در بازار مالی مورد توجه قرار می‌گیرد. نتایج برآورد، حاکی از وجود ارتباطی منفی بین حجم پول و شاخص قیمت سهام می‌باشد. با عنایت به ابعاد تاثیر گذاری پول بر شاخص قیمت سهام، از دو جنبه می‌توان به تحلیل این ارتباط پرداخت: نخست آنکه، اعلام سیاست انبساطی پولی در اقتصاد ایران دارای اثر روانی منفی بر روی شکل‌گیری انتظارات و میل به سرمایه‌گذاری است و لذا می‌تواند زمینه افت شاخص قیمت سهام در بورس را فراهم سازد. در حالت خاص اگر افزایش حجم پول ناشی از کسری بودجه دولت باشد، می‌تواند اثر منفی بر رفتار قیمت سهام داشته باشد. از جنبه دیگر، با فرض تعادل بازار پول و نگهداری بخشی از حجم پول به عنوان یک دارایی در سبد دارایی‌ها می‌توان گفت که فرد یا بنگاه با ایجاد تنوع در ترکیب نگهداری دارایی‌ها سعی در حداکثر کردن بازدهی دارایی‌های خود دارد و لذا با توجه به اثر جانشینی دو دارایی پول و سهام در سبد دارایی‌های اشخاص، اگر حجم پول افزایش یابد، سبد سهام کاهش می‌یابد. با کم شدن تقاضای سهام و در صورت تغییر نکردن عرضه آن، قیمت سهام کاهش خواهد یافت.

در تحلیل رابطه معکوس نرخ ارز و قیمت سهام معکوس می‌توان گفت با توجه به اینکه بسیاری از فعالان اقتصادی در کشور جهت تأمین مواد اولیه، خرید ماشین‌آلات و انتقال تکنولوژی مورد نیاز، نیازمند واردات از کشورهای دیگر می‌باشند، در نتیجه با تقاضای ارز مواجه بوده و بنابراین تغییرات نرخ ارز نیز باعث تحت تأثیر قرار گرفتن روند تولیدی شرکت آنها می‌شود. به عنوان مثال، افزایش نرخ ارز باعث افزایش حجم سرمایه در گردش شده تا بتوانند همان سطح قبلی تولید حفظ شود یا فعالیت کاهش یابد، در این صورت، علاوه بر افزایش قیمت مواد اولیه و سایر موارد مورد نیاز شرکتها از خارج، هزینه بهره نیز افزایش پیدا می‌کند که باعث کاهش سود این شرکتها و در نتیجه شاهد کاهش قیمت سهام این شرکتها خواهیم بود.

علاوه بر این، از دیدگاه نگهداری ارز به صورت یک دارایی جانشین در سبد دارایی می‌توان گفت ارز خارجی می‌تواند به عنوان یک دارایی جانشین برای سایر دارایی‌ها از جمله سهام مطرح باشد. افزایش نرخ ارز به معنای کاهش ارزش پول ملی است و ممکن است افراد پول خارجی را به خاطر سودآوری به جای سایر دارایی‌ها از جمله سهام جایگزین کنند. کاهش تقاضای سهام و

جایگزینی آن با ارز خارجی می تواند با فرض ثابت بودن سایر شرایط، منجر به کاهش قیمت سهام گردد.

در مورد رابطه مثبت بین سطح عمومی قیمتها با شاخص قیمت سهام، می توان گفت افزایش سطح عمومی قیمتها از طریق افزایش ارزش داراییها و نهاده های تولیدی شرکتها و مؤسسات اقتصادی، افزایش قیمت سهام را به دنبال خواهد داشت.

#### ۷- نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای شاخص قیمت سهام

در این قسمت نتایج تخمین مدل تصحیح خطا مربوط به الگوی رفتار شاخص قیمت سهام برآورد خواهد شد. نتایج در جدول (۵) نشان داده شده است:

جدول ۵. برآورد الگوی تصحیح خطای شاخص قیمت سهام

متغیر	ضرایب	مقدار آماره t
DLP1	۰/۴۰۳	۳/۷۴۸
DLP2	۰/۳۰۱	۲/۵۳۷
DLGDP	۰/۲۶۸	۲/۶۰۳
DLM	-۰/۲۲۱	-۲/۱۱۴
DLE	-۰/۲۸۲	-۲/۷۶۱
DLCPI	۱/۸۵۷	۴/۵۰۱
Ecm(-1)	-۰/۱۵۷۹	-۳/۶۶۸
R-Squared: ۰/۶۴۶	F-stat: ۱۵/۴۶	RSS: ۰/۲۲۵
SBC: ۶۷/۸۳	R-bar Squared: ۰/۵۸۸	

مأخذ: یافته های تحقیق

ملاحظه می گردد ضریب تصحیح خطای الگو (ECM) کوچکتر از یک و از نظر آماری معنی دار است. در ضمن منفی بودن این ضریب حاکی از این است که هر عدم تعادلی در الگو در بلند مدت به سمت تعادل حرکت می کند. ضریب تصحیح خطای الگو نشان می دهد در هر دوره تنها ۱۵ درصد از عدم تعادل های شاخص قیمت سهام بورس برطرف می شود و با توجه به اینکه دوره

پژوهش فصلی می‌باشد، نتیجه می‌گیریم که هر سال حدود ۶۰٪ از عدم تعادل‌های شاخص قیمت سهام بورس برطرف می‌شود.

لازم به ذکر است که همه ضرایب در سطح ۹۵ درصد در کوتاه مدت معنی دار بوده و بنابراین میتوان انتظار داشت در کوتاه مدت نیز متغیرهای کلان اقتصادی، بازار بورس را تحت تاثیر قرار دهند.

### ۹- نتیجه‌گیری

جلب سرمایه‌های پراکنده و پس اندازهای کوچک مردم به وسیله بازار معاملات اوراق بهادار، ساز و کاری است که از طریق آن می‌توان سرمایه‌های عظیمی را فراهم آورد. چنین شیوه‌ای موجب می‌شود سرمایه‌های اندک، جذب سرمایه‌گذاری‌های مولد شده و به رونق اقتصادی منطقه و کشور کمک کنند. درحالی که در نبود اینگونه امکانات جهت جذب سرمایه‌های کوچک، سرمایه‌ها به فعالیت‌های غیر مولد و دلالت‌بازی هدایت می‌شوند، که موجب ایجاد تورم و دیگر مشکلات اقتصادی مثل عدم اشتغال و پایین آمدن تولید ناخالص ملی خواهد شد.

این مطالعه بر اساس مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، سعی در تبیین تابعی از متغیرهای کلان مانند حجم پول، تولیدات داخلی، شاخص قیمت داخلی و نرخ ارز طی دوره ۸۵-۱۳۷۰ به صورت فصلی نمود. پس از انجام آزمون ریشه واحد، الگوی خودهمبسته با وقفه توزیع شده به دلیل دارا بودن ویژگی‌های خاص، برآورد شده و بعد از انجام آزمونهای تشخیصی، هم‌تجمعی، الگوی بلند مدت همراه با مدل تصحیح خطا برآورد گردیده است.

نتایج آزمون ریشه واحد برای تمامی متغیرها در سطح نشان از عدم مانایی آنها دارد. همچنین نتایج این آزمون نشان می‌دهد تفاضل اول همه متغیرها بجز متغیرهای حجم پول و شاخص قیمت‌ها مانا می‌باشد. آزمون‌های مربوط به فروض استاندارد کلاسیک نیز به منظور اطمینان از کارایی برآورد معادلات، تحت عنوان آزمونهای تشخیصی آورده شده‌اند. نتایج آزمون‌های تشخیصی حاکی از تأیید کلیه فروض: عدم همبستگی، عدم واریانس ناهمسانی و نرمال بودن، در سطح فاصله اطمینان ۹۵ درصد می‌باشد.

نتایج نیز حاکی از ارتباط شاخص قیمت سهام به صورت مستقیم با تولید ناخالص داخلی، سطح عمومی قیمت‌ها و ارتباط معکوس با حجم پول و نرخ ارز دارد؛ بنابراین توجه به شاخصهای کلان اقتصادی در جهت نیل به اهداف بازار سرمایه ضروری به نظر می‌رسد. همچنین با توجه به نتایج مقاله و از آنجایی که بازار بورس به عنوان منبع مهم گردش سرمایه در اقتصاد هر کشوری نقش بسزایی دارد، پیشنهاد می‌گردد سیاستگذاران در اعمال برنامه‌ریزی‌های کلان اقتصادی توجه خاصی به این بازار داشته باشند، تا مبادا این بازار دچار بحران شود و در نهایت فرار سرمایه را به دنبال داشته باشد.

در نهایت پیشنهاد می‌شود برای اینکه شاخص قیمت بازار سهام بتواند شرایط کلان اقتصادی را به طور صحیح توضیح دهد، اقداماتی در جهت ایجاد شفافیت بیشتر این بازار چه در سطح مدیریتی و چه از بعد مکانیزم‌های اطلاع‌رسانی بازار انجام پذیرد.



## منابع و مآخذ

اسلاملوئیان، کریم و هاشم زارع (۱۳۸۵) تأثیر متغیرهای کلان و دارایی‌های جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی؛ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۹، صص ۴۶-۱۷.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (سالهای مختلف) گزارش اقتصادی و ترازنامه.

حسینی، حمید (۱۳۷۹) بررسی واکنش‌های شاخص کل قیمت سهام در بورس تهران به تغییرات نرخ تورم در کشور؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی.

حیدری، محمد علی (۱۳۸۰) بررسی عوامل اقتصادی موثر بر شاخص قیمت سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد.

سازمان بورس اوراق بهادار تهران (سالهای مختلف) ماهنامه آماری.

سازمان مدیریت و برنامه ریزی (سالهای مختلف) مجموعه آماری، سری زمانی آمارهای اقتصادی.

لطفی مزرعه‌شاهی، محمد (۱۳۷۶) بررسی اثرات تورم بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد.

معاونت انرژی وزارت نیرو (سالهای مختلف) ترازنامه انرژی.

Bae. K. H., W. Bailey, and C. Mao., (2006) Stock market liberalization and the information environment; *Journal of International Money and Finance*, PP. 1-25.

Banerjee, A., J.J. Dolado, and R. Mestre (1992) On some simple test for co integration: The cost of simplicity", *Bank of Spain working paper*, No. 9302.

Bugri, B. (2003) The link between macroeconomic volatility and stock returns: Evidence from emerging equity markets; *Working Paper*. <http://www.Denver/Papers/MacroEconomicDeterminants.pdf>

Diacogiannis, G. P. T. and G.A. Manolas (2001) Macroeconomic factors and stock returns in a changing economic framework: The case of the Athens stock exchange; *Managerial Finance*, Vol, 27, No.6, PP. 23-41.

Dopke, J. and D. Hartman (2006) Forecasting stock market volatility with macroeconomic variables in real time; *Banking and Financial Studies*, No. 01.

Huberman, G. and Zhenyu Wang (2005) Arbitrage pricing theory; *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 216, August.

- Humpe, A., P. Macmillan (2006) Can macroeconomic variables ..explain longiitern stock market movements? A comparison of the US and Japan, boom Empirical appropriate cointegrating.vector; Working.Paper, <http://ideas.repec.org/p/san/crteff/0511.html>.
- Ibrahim,M.H.(2003) Macroeconomic forces and capital market integration; Journal of the Asia Pacific Economy, Vol. 8, No. 1, PP. 19-40.
- Ibrahim. M. H. and H. Aziz (2003) Macroeconomic variables and the Malaysian equity market: A view through rolling sub samples; Journal of Economic Studies, Vol. 30, No. 1, PP. 6-27.
- Nathan. J. N., and p. Vezos (2006) The sensitivity of US banks stock returns to interest rate and exchange rate changes; Managerial Finance, Vol. 32, No. 2, PP. 182-199.
- Pesaran, M. H. and Pesaran, B. (1997) Working with Microfit 4.0, (Oxford: Oxford University Press).
- Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1995) An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis; in Storm, S. , Holly, A. and Diamond, P. (eds.) Centennial Volume of Rangar Frisch, Econometric Society Monograph,Cambridge: Cambridge University Press.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. (1999) An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis; In Econometrics and Economic Theory in the 20th Century, The Ragnar Frisch Centennial Symposium (S. Strom, ed.), 371-413. Cambridge University Press, Cambridge.
- Poitras, M. (2004) The impact of macroeconomic announcements on stock prices: In search of state dependence; Southern Economic Journal, Vol. 70,iNo. 3, PP. 549-565.
- Ross, S. A. (1976) The arbitrage theory of capital asset pricing; Journal of Economic Theory, No. 13, PP. 341-60.
- Tsoukalas, D. (2003) Macroeconomic factors and stock prices in the emerging Cypriot equity market; Managerial Finance, Vol.29, No.4, PP. 87-i92.
- Walti, S. (2005) The macroeconomic determinants of stock marketisynchronization; Working.Paper, [www.tcd.ie/Economics](http://www.tcd.ie/Economics).