



## نقش اجرای خصوصی سازی در اقتصاد ایران بر تعمیق بازار سهام (با تأکید بر نسبت نقدشوندگی)

محمدابراهیم محمدپورزند<sup>۱</sup>  
معصومه ترکمان احمدی<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۸/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۲/۰۳

### چکیده

یکی از اهداف اصلی دولت‌ها در اجرای خصوصی‌سازی در کنار اهدافی همچون افزایش درآمد و ارتقا کارایی اقتصادی، توسعه بازارهای سهام است. در این مطالعه با استفاده از تکنیک بای و پرون<sup>۳</sup> بروز شکست ساختاری<sup>۴</sup> در متغیر نقدشوندگی به عنوان یکی از نشانه‌های عمق بازار سهام، رصد می‌شود. نتیجه مدل از وجود حداقل دو شکست ساختاری اثربخش و معتبر حکایت می‌کند و نشان می‌دهد که در بسیاری از رخدادهای مرتبط، اجرای خصوصی‌سازی به افزایش نقدشوندگی بازار به عنوان یکی از اصول توسعه یافتگی بازارها منجر گردیده و بازار سهام را عمق بخشیده است. از این امر می‌توان به نوعی این نتیجه‌گیری را داشت که ظرفیت نهادی کشور بواسطه تغییرات نهادی و تشکیل کمیته‌ها و شوراهای لازم در فرآیند واگذاری‌ها ارتقا یافته و اثرات آن در بلندمدت بر تغییر عمق آن نیز نمایان شده است. همچنین با استفاده از روش MRS-GARCH مشخص شد که خصوصی‌سازی بر پیدایش تغییر رژیم در متغیر بازده شاخص بورس اوراق بهادار در طول برنامه های سوم، چهارم و پنجم توسعه در قالب مدل‌های پویا اثرگذار بوده است.

**واژه‌های کلیدی:** خصوصی‌سازی، عمق بازار سهام، نقدشوندگی، شکست ساختاری، تغییر رژیم.

۱- استاد تمام دانشکده مدیریت دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی (نویسنده مسئول) pourzarandi@yahoo.com

۲- دکترای اقتصاد دانشگاه مفید ahmadi1364\_m@yahoo.com

## ۱- مقدمه

وجود نوسان و تکانه ذات جدانشدنی سری‌های زمانی مالی اعم از سری زمانی شاخص‌های بورس، قیمت سهام شرکت‌ها، قیمت نقد یا آتی نفت وست تگزاس یا برنت، قیمت طلا و نقره و ... است. بسته به ذات این سری‌های زمانی و درجه نوسان‌پذیری آنها با وقوع برخی اتفاقات خاص در طول زمان که عمدتاً نیز پیش‌بینی نشده هستند، نوسانات با شدت مختلف در سری‌های زمانی فوق ایجاد می‌شود که بدون شک روی بازدهی سبد دارایی سهامداران و سرمایه‌گذاران اثرگذار است. از این اتفاقات می‌توان به بحران ۱۹۳۰، تکانه‌های نفتی دهه ۱۹۷۰، بحران مالی ۲۰۰۸ جهان، فروریختن برج‌های دوقلو در حادثه ۱۱ سپتامبر آمریکا و مرگ بن لادن در افغانستان اشاره داشت. از این رو هر سهامداری که عقلایی فکر و عمل می‌کند به منظور افزایش بازدهی خود به دنبال تشخیص صحیح رفتار نوسانات قیمت دارایی‌های مالی خود است تا تخصیص بهینه‌ای از منابع تحت اختیار خود را انجام دهد و قیمت‌گذاری صحیح و مناسبی از این دارایی‌های مالی را به انجام رساند تا بر مبنای آن، مناسب‌ترین سبد دارایی را انتخاب نماید، از این رو و در این راستا بهبود پیش‌بینی نوسانات قیمتی یکی از اهداف نهایی هر سرمایه‌گذاری است [پوون و گرنجر، ۲۰۰۳: ۴۸۹]. رهیافت متعارف در مدلسازی نوسانات در بازارهای مالی، انواع مدل‌های خانواده ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته است با این حال یکی از نقاط ضعف مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته متعارف این است که شکست‌های ساختاری در نوسانات را در نظر نمی‌گیرند. عدم لحاظ این تغییرات ساختاری منجر به تصریح ضعیف واریانس شرطی می‌شود [علمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۵۸]. وقوع این تکانه‌ها و تغییرات منجر به تغییر واریانس سری زمانی بگونه‌ای می‌شود که انحراف واریانس جاری از واریانس گذشته تا اندازه‌ای تغییر می‌کند که خود منجر به ایجاد تغییر ساختاری در سری مورد بررسی می‌شود، بگونه‌ای که یک سری زمانی با چند نقطه شکست در واریانس غیرشرطی را به همراه می‌آورد که عدم توجه به آن ممکن است گمراهی‌هایی را به همراه آورد [کانگ و همکاران، ۲۰۱۱: ۴۳۱۹]. از این رو در این مطالعه بر آن شدیم شکست ساختاری پدید آمده (در صورت وجود) در سری زمانی متغیر نقدشوندگی را بررسی نموده و با توجه به تعریف متغیر دامی برای یک پدیده کیفی یعنی خصوصی‌سازی، پدید آمدن نوسانات در متغیر نقدشوندگی را به این عامل مهم در بازه زمانی مورد بررسی ربط دهیم. دلیل این امر تمرکز هر چه بیشتر بر مهم‌ترین اتفاق اقتصادی قرن ۲۱ در جهان یعنی خصوصی‌سازی و نقش آن بر توسعه یافتگی و عمق بازار سهام است که در این مطالعه از متغیر نقدشوندگی به عنوان نماینده عمق بازار استفاده می‌شود.

این مطالعه از چند بخش تشکیل شده است، در بخش دوم و پس از بیان مقدمه به معرفی بیان مساله و ضرورت تحقیق پرداخته شده است، در ادامه به بیان فرضیات تحقیق، روش‌شناسی تحقیق و برآورد مدل‌ها و تحلیل خروجی آنها همت گمارده شده و در پایان و پیش از ذکر منابع نتیجه‌گیری از تحقیق صورت گرفته است.

## ۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

حدود و نحوه دخالت دولت در اقتصاد همواره موضوعی چالشی در میان اقتصاددانان بوده است، اندیشه غالب در درجه اول و دوم قرن ۲۰ میلادی اندیشه و اعتقاد کلاسیک‌هایی همچون اسمیت، ریکاردو، سی<sup>۲</sup> و... بوده است که اعتقاد آنها دخالت دولت در اقتصاد به صورت بسیار محدود بوده است اما پس از جنگ جهانی اول و به خصوص پس از بروز بحران بزرگ غرب طی سالهای ۱۹۳۳-۱۹۲۹ تأثیرگذاری سیاست‌های کلاسیک‌ها مورد تردید واقع شد تا جائیکه لزوم دخالت بیشتر دولت نسبت به گذشته بیش از پیش احساس گردید بگونه‌ای که پس از پایان جنگ جهانی دوم نحوه دخالت دولت‌ها در امور اقتصاد و همچنین هدایت روند رشد و توسعه اقتصادی این کشورها به نحوه جدی‌تری مطرح گردید. این امر زمینه بنگاهداری دولتی در صحنه اقتصادی کشورهای غربی و پس از آن در اکثر کشورهای دنیا را فراهم آورد بگونه‌ای که فرآیند خصوصی‌سازی در دهه ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ به صورت ابزار سیاسی درآمد. نفوذ این جریان از اواخر دهه هفتاد و اوایل دهه هشتاد از آمریکا به اروپا گسترش یافت و بعد از انگلستان در سایر کشورهای اروپایی و سپس کشورهای جهان سوم نیز صورت گرفت. تعاریف مختلفی از جریان خصوصی‌سازی صورت گرفته است، برای نمونه در تعریفی، خصوصی‌سازی به معنای واگذاری مالکیت شرکت‌ها و فعالیت‌های دولتی به مردم و بخش خصوصی عنوان شده است که اهداف اصلی آن ارتقای بهره‌وری بنگاه‌های اقتصادی، ایجاد محیط رقابتی، کاهش انحصار دولتی، جذب سرمایه‌های خارجی و افراد متخصص، افزایش مشارکت مردم و در نهایت ایجاد اقتصاد باز بیان شده است زیرا اگر فعالیت‌های دولتی شامل سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی بوده و در جهت رفع تنگنای تولید باشد باعث افزایش نرخ بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذاران و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود (نژادزاده، ۱۳۸۰) و یا اینکه شوارتز (۱۷۳۱) خصوصی‌سازی را به معنی بوجود آوردن نظام جدید بر اساس بازار و در نتیجه دگرگونی و تحول در ابعاد مختلف اقتصاد تعریف می‌کند. با وجود تمامی این تعاریف، در اواخر مهرماه ۱۳۷۲ از سوی سازمان بهره‌وری آسیایی (APO)<sup>۳</sup> جلسه هماهنگی پیرامون مقوله خصوصی‌سازی برای کشورهای عضو در شهر جاکارتای اندونزی برگزار شد و در این جلسه به مفاهیمی همچون برگرداندن بنگاه‌های ملی شده به بخش خصوصی، حاکم نمودن شرایط رقابت کامل بر واحدهای دولتی، (مقررات

زدایی) و آزادسازی یا انتقال کامل کنترل قانونی بنگاه‌ها برای تعریف خصوصی‌سازی اشاره شد ولی نهایتاً اعضا، تعریف ارائه شده توسط بانک جهانی یعنی "انتقال مالکیت یا کنترل بنگاه‌های اقتصادی از دولت به بخش خصوصی" را به عنوان تعریف اصلی خصوصی‌سازی پذیرفتند (سازمان صنایع ملی ایران، ۱۳۷۲). از این رو خصوصی‌سازی فرآیندی است که طی آن کارایی مکانیزم بازار و دست نامرئی آدم اسمیت حیاتی دوباره می‌یابد، عملکرد فعالیت‌های اقتصادی دولت زیر سوال می‌رود و در نتیجه بخش عمومی (دولت) تصمیم می‌گیرد دامنه فعالیت‌های خود را محدود نموده و مالکیت یا مدیریت برخی از واحدهای اقتصادی تحت تملک خود را به مکانیزم بازار محول نماید [کمپانی، ۱۳۸۲: ۳۳].

انگلستان، آمریکا، فرانسه و آلمان از کشورهای پیشرو در زمینه خصوصی‌سازی به حساب می‌آیند و کشورهای دیگر همچون ایتالیا، ژاپن، شیلی، مکزیک، کانادا و ... نیز در این زمینه تجربه‌های موفق داشته‌اند. در کشور ایران نیز، پس از پیروزی انقلاب اسلامی در سال ۱۳۵۷ و شروع جنگ تحمیلی در سال ۱۳۵۹ لزوم تمرکز دولت بر مالکیت و مدیریت بخش عمده‌ای از صنایع و فعالیت‌های اقتصادی کشور در شرایط حساس دوران جنگ تحمیلی اجتناب ناپذیر شد و مالکیت بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی در اختیار کامل دولت قرار گرفت. این روند تا اواخر دهه ۶۰ کماکان ادامه یافت تا اینکه پس از خاتمه جنگ، دولت اقدام به تدوین و تصویب برنامه‌های بازسازی اقتصادی و اجتماعی در قالب برنامه‌های اول و دوم توسعه جهت بهبود عملکرد شرکت‌های دولتی و حضور فعال تر بخش خصوصی در اقتصاد ملی نمود و بستر لازم جهت خصوصی‌سازی را فراهم کرد. در ادامه این مسیر طی قانون برنامه سوم توسعه نیز برنامه خصوصی‌سازی شرکت‌های دولتی را تحت عنوان ساماندهی شرکت‌های دولتی و واگذاری سهام آنها دنبال نمود. در طول اجرای برنامه سوم توسعه، سازمان خصوصی‌سازی به موجب ماده (۱۵) این برنامه و با تغییر اساسنامه سازمان مالی گسترش مالکیت واحدهای تولیدی تشکیل گردید. سیاست‌های کلی اصل ۴۴ بر اساس تحول-گرایی و تامین رشد اقتصادی شتابان بر اقتصاد کشور و دستیابی سریعتر به اهداف مندرج در سند چشم‌انداز ۲۰ ساله کشور تهیه شده است که سرعت بخشیدن به رشد و توسعه اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی کشور و توسعه عدالت اجتماعی از طریق گسترش مالکیت‌ها از اهداف اصلی آن می‌باشد. آنچه مسلم است و در تمامی تجربه‌های خصوصی‌سازی کشورهای مختلف نیز مشاهده می‌شود هر یک از کشورهایی که خصوصی‌سازی را اجرا نموده‌اند علی‌رغم آنکه اهداف متفاوتی از این مهم داشته‌اند اما یک سری اهداف مشترک به شرح ذیل از سوی آنها دنبال و حاصل شده است:

✓ کاهش حوزه فعالیت مستقیم دولت در اقتصاد

- ✓ افزایش ظرفیت کارآفرینی و سطح کارایی بنگاه‌های اقتصادی
- ✓ توسعه بازارهای سرمایه داخلی
- ✓ کسب درآمد برای دولت به منظور پوشش دادن هزینه‌های بودجه‌ای
- ✓ افزایش مشارکت مردم در امور اقتصادی و تصمیم‌گیری و توزیع مناسب درآمدها
- ✓ ایجاد زمینه‌های رشد خلاقیت برای فراهم نمودن زمینه‌های ارتقای توان تولیدی اقتصاد کشور
- ✓ تخصیص مطلوب‌تر منابع کشور بر اساس عملکرد بازار
- ✓ تأمین منابع سرمایه‌ای برای اقتصاد و ایجاد تعادل بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری
- ✓ افزایش بهره‌وری نیروی کار متناسب با درصد سهام واگذار شده
- ✓ کاهش بی‌ثباتی‌های اقتصادی از جمله نرخ تورم و افزایش انگیزه سرمایه‌گذاران متناسب با آن
- ✓ افزایش جذب سرمایه‌گذاران و شرکت‌های خارجی و افزایش عمق بازار سهام
- ✓ کاهش هزینه انجام معاملات و مکانیزم پرداخت بدهی و تسویه حساب بواسطه توسعه بازار سهام

با توجه به اهمیت موضوع خصوصی‌سازی در این مطالعه سعی می‌شود با استفاده از مدل‌هایی موسوم به مدل مارکوف سوییچینگ بررسی شود که آیا در تاریخ‌های مهم اجرایی شدن خصوصی‌سازی اثرگذاری معنی‌داری بر تغییر رژیم‌های احتمالی در سری زمانی شاخص کل بورس اوراق بهادار صورت گرفته است یا خیر؟ در واقع این مطالعه در تلاش است تا با رویکردی نوین پلی مابین بازار سهام و خصوصی‌سازی برقرار کند که همواره نقش و ارتباط دوطرفه آنها در موفقیت هر یک، مورد بی‌مهری محققان قرار گرفته است و به نظر می‌رسد زمینه‌های گسترده‌ای برای گسترش مطالعات علمی در این حوزه وجود دارد. برای انجام این کار و با توجه به آنکه خصوصی‌سازی یک پدیده کیفی است، در این تحقیق به منظور کمی‌سازی آن از متغیرهای دامی استفاده نموده و این سری زمانی از متغیرهای دامی را بر احتمال مقادیر هموار شده تغییر رژیم برازش خواهیم نمود. در ادامه کار و برای بررسی وجود شکست ساختاری در سری زمانی متغیر عدم نقدشوندگی بواسطه اجرا شدن خصوصی‌سازی سعی می‌شود با جزییات بیشتری اثر اجرا شدن خصوصی‌سازی بر متغیرهایی که به نوعی در افزایش عمق بازار سرمایه و کمک به توسعه یافتگی آن نقش داشته‌اند مورد بررسی قرار گیرند. افزایش نقدشوندگی بازار یعنی امکان سریع تبدیل به نقد شدن آن دارایی به تجهیز بیشتر منابع مالی از طریق بازار سرمایه منجر خواهد شد که این امر می‌تواند به عنوان

نیروی محرکه رشد اقتصادی در اقتصاد کشور عمل کند و رشد و توسعه اقتصادی را به ارمغان بیاورد. این ارتباط پیش از این توسط افرادی چون اسمیت، اسپیرز، روسین، و شومپتر<sup>۴</sup> نیز بیان شده بود (عبده تبریزی، ۱۳۸۳). از این رو همانطور که پیشتر نیز گفته شد در این مطالعه تلاش شده است رابطه بین اجرا شدن خصوصی سازی در ایران با موضوعی که بهبود و افزایش آن می تواند نشان دهنده توسعه یافته شدن بازار سهام در ایران باشد با روشی کمی و جدید مورد بررسی قرار گیرد و آن موضوع چیزی نیست به جز افزایش نقدشوندگی در بازار سهام.

## ۲-۱- پیشینه پژوهش

خدیجه نصراللهی و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه ای با عنوان "ارزیابی روند بازدهی سهام شرکتهای خصوصی سازی شده از طریق بورس اوراق بهادار" با روش تحلیلی-تجربی و با استفاده از نرم افزار SPSS و انجام آزمون های غیرپارامتریک و همچنین با بررسی اسناد مالی شرکتهای خصوصی شده در سالنامه های آماری بورس اوراق بهادار تهران، بازده سهام شرکتهای قبل و بعد از خصوصی شدن را محاسبه نمودند. مشخص شد که بطور کلی بین بازده سهام شرکتهای واگذار شده، قبل و بعد از خصوصی سازی تفاوت معنی داری وجود دارد، در واقع مشخص گردید بیشترین افزایش در ۳ سال اول و بیشترین کاهش در ۳ سال چهارم بعد از خصوصی سازی اتفاق افتاده است و این یعنی آنکه خصوصی سازی از طریق بورس اوراق بهادار تاثیر مطلوبی بر بازده سهام نداشته است. فقدان یک برنامه جامع و وجود شتابزدگی در اجرای برنامه خصوصی سازی و عدم برآورد زمان موردنیاز برای طرح ریزی و اجرای انتظارات خصوصی سازی از جمله دلایل عدم موفقیت خصوصی سازی در بازار سهام ایران عنوان شدند.

در یک مطالعه در سال ۱۳۸۹ با عنوان " بررسی تاثیر اجرای سیاست های اصل ۴۴ قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران بر توسعه مالی با تاکید بر بازار سرمایه" که توسط شعبانی، صالح آبادی و راه نشین انجام شد، در طی تحقیق و پس از طراحی شاخص توسعه مالی بازار سرمایه تاثیر اجرای سیاست های اصل ۴۴ برای دو دوره، قبل از اجرای این سیاست ها (دوره ۱۳۸۰ الی ۱۳۸۴) و دوره بعد از آن (دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۸) حاکی از وجود تاثیر مثبت و محسوس بین اجرای این سیاست ها و سطح توسعه مالی در بازار سرمایه ایران بود. در این تحقیق شاخص کمی مرکب از شاخص های زیرمجموعه موضوع توسعه مالی در بازار سرمایه طراحی شده است. توسعه مالی در تعریفی جامع به صورت "فاکتورها، سیاست ها و نهادهایی که به بازارها و واسطه های مالی اثربخش و همچنین دسترسی گسترده و عمیق به سرمایه و خدمات مالی منجر می شوند" تعریف گردیده است. به گفته نویسندگان مقاله، طراحی شاخص توسعه مالی بازار سرمایه برای اولین بار با بهره-

گیری از تحقیقات مشابه داخلی و خارجی و همچنین اصلاح و تأیید آن توسط خبرگان صورت گرفته است، مراحل طراحی و محاسبه شاخص ترکیبی توسعه مالی مبتنی بر مراحل اعلام شده برای دستیابی به شاخص‌های ترکیبی توسط سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه است.

رضایی دولت آبادی و همکاران در سال ۱۳۹۰ به بررسی و ارزیابی اثر خصوصی‌سازی بر توسعه بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند، جامعه آماری این پژوهش کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۷ و عنوان مقاله "تحلیل تأثیر خصوصی سازی بر توسعه بازار سهام در ایران" بود. به منظور بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر توسعه بازار سهام با توجه به شاخص‌های در نظر گرفته شده با استفاده از آزمون پرون به بررسی نقاط شکست ساختاری در نه مقطع زمانی با توجه به روند خصوصی سازی پرداخته شد. در این تحقیق از یک مدل مبتنی بر روش حداقل مربعات استفاده شده که در آن متغیر وابسته یعنی معیار توسعه بازار سهام بر متغیرهای مستقل تاریخ شکست و یک سری متغیرهای مجازی مرتبط با تغییر یا شکست رگرس شده است. گفتنی است از سه شاخص ارزش معاملات، ارزش بازار و نسبت گردش معاملات برای سنجش خصوصی‌سازی بر عمق بازار سرمایه (که معیار توسعه بازار سهام است) استفاده شده است. در صورتی می‌توان ادعا کرد که خصوصی‌سازی باعث افزایش عمق بازار سرمایه می‌شود که نتایج حاصل از بررسی‌ها نشان می‌دهد که اولاً خصوصی‌سازی باعث ایجاد شکست ساختاری در بورس شود و دوم اینکه ضریب این شکست مثبت باشد و نه منفی. نتایج تحقیق به صورت خلاصه نشان می‌دهد که چون تنها معیار کمی اندازه‌گیری توسعه بازار سهام عمق بازار سهام است مشخص شد که خصوصی‌سازی تأثیری بر افزایش عمق بازار سهام نداشته است بلکه باعث کاهش عمق بازار شده است، در نتیجه خصوصی‌سازی نه تنها تأثیری بر توسعه بازار سهام نداشته است بلکه باعث رکود بورس اوراق بهادار شده است، علت این امر را می‌توان در سیاست‌های اشتباه اتخاذ شده در برنامه‌های خصوصی‌سازی ایران جستجو کرد.

در مطالعه‌ای در سال ۱۳۹۱ که توسط سعیدی و بابالوئیان با عنوان "عملکرد مالی و عملیاتی شرکت‌های مشمول اصل ۴۴ عرضه شده در بورس اوراق بهادار تهران قبل و بعد از خصوصی‌سازی" انجام شد، با استفاده از معیارهای حاشیه سود عملیاتی، حاشیه سود خالص، بازده حقوق صاحبان سهام، بازده دارایی‌ها، نسبت وجه نقد عملیاتی به دارایی‌ها، گردش دارایی‌ها، نسبت اهرمی، نسبت کیوتوبین و ارزش افزوده اقتصادی، ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌های مشمول اصل ۴۴ عرضه شده در بورس اوراق بهادار تهران مورد ارزیابی قرار گرفت. قلمرو زمانی این تحقیق از تاریخ عرضه شرکت صنایع ملی مس به عنوان اولین شرکت صدر اصل ۴۴ در بورس اوراق بهادار تا پایان سال ۱۳۸۸ بود، برای آزمون فرضیه‌ها در صورت نرمال بودن داده‌ها از آزمون‌های پارامتریک و در صورت

غیرنرمال بودن داده‌ها از آزمون‌های ناپارامتریک استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان داد که هیچ یک از معیارهای عملکردی قبل و بعد از واگذاری تفاوت معنی‌داری نکرده‌اند و عملکرد مالی شرکت‌های واگذار شده مشمول اصل ۴۴ که در بورس اوراق بهادار تهران عرضه شده‌اند بعد از واگذاری بهبود نیافته است.

زهرا (میلا) علمی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای با عنوان "اثر شکست‌های ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای طلا و سهام ایران"، به بررسی اثر تغییرات ساختاری در نوسانات و سرریز نوسان میان بازار طلا و سهام در ایران در طی دوره ۱,۰۵,۸۶ تا ۲۵,۰۵,۹۲ پرداختند. این محققان با استفاده از روش ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته دومتغیره نشان دادند که انتقال تکانه‌ها و سرریز نوسانات میان بازارهای طلا و سهام ایران به صورت دوطرفه بوده است. دلیل اشاره بر این مطالعه تمرکزی بود که بر تغییرات و شکست ساختاری صورت گرفت که نادیده گرفتن آن منجر به گمراه شدن محققان می‌شد.

در کنار مباحث مرتبط با خصوصی‌سازی، یکی دیگر از موضوعات مهمی که در مباحث مالی و اقتصادی از درجه اهمیت بالایی برخوردار است آزادسازی مالی است که در این بین می‌توان به مطالعات دانیال و همکاران (۲۰۰۹)، گالیندو، اسپینتارلی و ویس (۲۰۰۷) و بکارت و هاروی (۲۰۰۰) اشاره داشت که هر یک به صورت مجزا اثرات این آزادسازی مالی را به عنوان یک اتفاق یا حادثه بر روی بازارهای مالی از جمله بازار سهام بررسی نمودند. برای نمونه هرمس و لسنینک (۲۰۰۵)<sup>۵</sup> اثر آزادسازی مالی را بر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی بررسی کردند، یافته‌های آنها حاکی از این است که آزادسازی مالی اثری بر سرمایه‌گذاری کل ندارد ولی باعث افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و کاهش سرمایه‌گذاری بخش دولتی می‌شود و پس‌انداز خصوصی نیز کاهش می‌یابد و این ممکن است به دلیل جریان سرمایه در سطح بین‌المللی باشد. از آنجاکه آزادسازی مالی موضوع مورد بحث در این پژوهش نمی‌باشد از پرداختن به آن خودداری می‌شود

غارفدین و خدیری (۲۰۱۶) در مقاله‌ای با عنوان "بررسی کارایی بازار سهام با روش متغیر با زمان در کشورهای عضو همکاری خلیج فارس (GCC)" به بررسی سطوح مختلف کارایی در نوع ضعیف که در طول زمان تغییر می‌کند، پرداختند که در این بین مهمترین شکست‌های ساختاری واقع شده در بازه زمانی می ۲۰۰۵ تا سپتامبر ۲۰۱۳ برای داده‌های مرتبط با بازارهای سهام کشورهای عضو همکاری خلیج فارس نیز مورد بررسی واقع شد. در این مطالعه از یک مدل GARCH گسترش یافته که در یک مدل فضاحالت و همراه فیلترکالمن است، استفاده شد و تکنیک استفاده شده در آن بسیار شبیه مطالعه انجام شده توسط ریچب و بوغرا را بود که در قبل



بیان شد. نتایج تجربی نشان دادند که کشورهای GCC دارای درجعات متفاوتی از کارایی هستند که در طول زمان تغییر کرده است و همینطور مشخص شد برخی اتفاقات این حوزه از جمله وقوع بهار عربی و یا برخی بحران های حادث شده در منطقه منجر به ایجاد یک سری شکست های ساختاری مهم نیز شده اند.

### ۳- فرضیات پژوهش

**فرضیه اول:** برنامه خصوصی سازی در اقتصاد ایران بر تغییر رژیم پدید آمده در بازده بورس اثرگذار بوده است.

**فرضیه دوم:** برنامه خصوصی سازی در اقتصاد ایران بر ایجاد شکست ساختاری در سری زمانی متغیر نقدشوندگی اثرگذار بوده و منجر به افزایش عمق بازار سهام ایران شده است.

### ۴- روش شناسی پژوهش

#### ۴-۱- ساختار مدل مارکوف رژیم سوئیچینگ گارچ

بسیاری از متغیرها دارای بخش هایی هستند که در آن رفتار سری به طور جدی تغییر می کند. یعنی هر متغیر کلان اقتصادی یا داده های مالی در یک دوره طولانی، با شکست های زیادی مواجه هستند. چنین تغییرات آشکاری در سری های زمانی ممکن است نتیجه جنگ، ترس عمومی در بازارهای مالی و یا تغییرات منحنی وار در سیاست های دولت باشد (همیلتون، ۱۹۹۴).<sup>۶</sup> باید توجه داشت که اگر یک فرآیند در گذشته دچار تغییراتی شده، چه بسا در آینده نیز ممکن است این تغییرات رخ دهد و این مسأله باید در پیش بینی ها در نظر گرفته شود، گفتنی است خود متغیر تغییر در رژیم، متغیر تصادفی و برونزا است. در مدل مارکوف سوئیچینگ، فرآیند سری زمانی مورد نظر را تابعی از یک متغیر تصادفی غیر قابل مشاهده  $s_t$  فرض می کنند.  $s_t$  رژیم یا حالت نام دارد که در تاریخ  $t$ ، فرآیند سری زمانی مورد نظر در آن قرار داشته است. در ضمن  $s_t$  فقط مقادیر صحیح را به خود می گیرد و ساده ترین مدل سری زمانی برای یک مقدار تصادفی گسسته «زنجیره مارکوف» است. طبق استدلال تاریخی، اگر یک فرآیند در گذشته دچار تغییراتی شده باشد، در آینده نیز احتمال تکرار تغییرات وجود دارد، این پدیده در پیش بینی ها مورد توجه واقع شده است. به هر حال، نباید تغییر رژیم به عنوان یک مسئله قابل پیش بینی و قطعی در نظر گرفته شود، تغییر رژیم یک متغیر تصادفی و برونزا می باشد (کلاسن، ۲۰۰۲).<sup>۷</sup>

$S_t$  را به عنوان یک متغیر در نظر بگیرید که فقط مقادیر صحیح به خود می گیرد. تصور کنید احتمال اینکه  $S_t$  برابر مقدار خالص  $z$  باشد، فقط به مقدار دوره قبل خودش بستگی داشته باشد:

$$P[S_t = j | S_{t-1} = i | S_{t-2} = K, \dots] = P[S_t = j | S_{t-1} = i] = P_{ij} \quad (1)$$

چنین فرآیندی به عنوان یک زنجیره مارکوف با N رژیم توضیح داده می شود:

$$p = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1n} \\ P_{12} & P_{22} & \dots & P_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{n1} & P_{n2} & \dots & P_{nn} \end{bmatrix} \quad (2)$$

در ماتریس احتمال P، عنصر  $P_{ij}$ ، احتمال وقوع رژیم j پس از رژیم i را نشان می دهد.

#### ۴-۲- احتمالات رژیم

فرض مارکوف مرتبه اول نیازمند آن است که احتمال بودن در یک رژیم به رژیم قبلی وابسته باشد؛ بنابراین:

$$P(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{ij}(t) \quad (3)$$

در این رابطه s بیانگر رژیم یا حالت و p احتمالات انتقال را نشان می دهد. معمولاً در رابطه با این احتمالات فرض می شود که در طول زمان ثابت هستند بنابراین برای تمام دوره های t،  $p_{ij} = p_{ij}(t)$ . همچنین می توانیم این احتمالات را در یک ماتریس انتقال به صورت ذیل بنویسیم:

$$p(t) = \begin{bmatrix} p_{11}(t) & \dots & p_{1M}(t) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1}(t) & \dots & p_{MM}(t) \end{bmatrix} \quad (4)$$

که از آمین مؤلفه بیانگر احتمال انتقال از رژیم i در دوره t-1 به رژیم j در دوره t است. در یک مدل سوئیچینگ ساده ما می توانیم احتمالات را به صورت عبارات لاجیت چندجمله ای تنظیم کنیم. دقت نمایید که هر سطر از ماتریس انتقال شامل مجموعه ای کامل از احتمالات شرطی است و ما برای هر سطر i این ماتریس، چندجمله ای های مشخصی را تعریف می کنیم:

$$p_{ij}(G_{t-1}, \delta_i) = \frac{\exp(G_{t-1}' \delta_{ij})}{\sum_{s=1}^M \exp(G_{t-1}' \delta_{is})} \quad (5)$$

برای  $i=1, \dots, M$  و  $j=1, \dots, M$  با نرمال سازی  $\delta_{iM} = 0$  می شود. در رابطه فوق، p هر رژیم تابعی از بردارهای برون زای قابل مشاهده  $G_{t-1}$  و احتمالات رژیم  $\delta$  است. مدل های مارکوف سوئیچینگ معمولاً با احتمالات ثابت مشخص شده اند بنابراین  $G_{t-1}$  شامل تنها یک ثابت است.

مدل همیلتون (۱۹۸۹) درباره GDP یک مثال قابل توجه برای ویژگی احتمال انتقال ثابت است. در مقابل دیبولد و همکاران<sup>۸</sup> (۱۹۹۴) و فیلاردو<sup>۹</sup> (۱۹۹۴) مدل‌های دو حالتی را پذیرش کردند که از احتمالات پارامترهای لاجستیک متغیر در طول زمان استفاده می‌کردند.

#### ۴-۲-۱- فیلتر نمودن

عبارت راستنمایی زیر بستگی به احتمالات بودن در یک رژیم به صورت یک گام به جلو<sup>۱۰</sup> یعنی  $P(s_t = m | \mathfrak{S}_{t-1})$  دارد.

$$l(\beta, \gamma, \sigma, \delta) = \sum_{t=1}^T \log \left\{ \sum_{m=1}^M \frac{1}{\sigma_m} \phi \left( \frac{y_t - \mu_t(m)}{\sigma(m)} \right) \cdot P(s_t = m | \mathfrak{S}_{t-1}, \delta) \right\} \quad (6)$$

که  $\phi$  بیانگر تابع چگالی نرمال استاندارد،  $\mathfrak{S}_{t-1}$  مجموعه اطلاعات در دوره  $t-1$  و  $\sigma_m$  انحراف استاندارد رژیم  $m$  است. مشاهده ارزش متغیر وابسته در دوره‌های موجود، اطلاعات اضافی برای اینکه رژیم مؤثر است یا خیر را به دست می‌دهد. ما می‌توانیم این اطلاعات همزمان را برای به دست آوردن برآوردهایی به روز از احتمالات رژیم، استفاده کنیم. فرایند به روز شدن برآوردهای مقادیر احتمال، معمولاً به عنوان فیلتر تعبیر می‌شوند. از طریق تئوری بیز و قانون احتمال شرطی ما عبارات را فیلتر می‌کنیم:

$$P(s_t = m | \mathfrak{S}_t) = P(s_t = m | y_t, \mathfrak{S}_{t-1}) = \frac{f(y_t | s_t = m, \mathfrak{S}_{t-1}) \cdot P(s_t = m | \mathfrak{S}_{t-1})}{f(y_t | \mathfrak{S}_{t-1})} \quad (7)$$

عبارت سمت راست حاصل توابع چگالی به دست آمده از ارزیابی راستنمایی در طول دوره هستند. با جایگزینی خواهیم داشت:

$$P(s_t = m | \mathfrak{S}_t) = \frac{\frac{1}{\sigma_m} \phi \left( \frac{y_t - \mu_t(m)}{\sigma(m)} \right) \cdot P_m(G_{t-1}, \delta)}{\sum_{j=1}^M \frac{1}{\sigma_j} \phi \left( \frac{y_t - \mu_t(j)}{\sigma(j)} \right) \cdot P_j(G_{t-1}, \delta)} \quad (8)$$

ویژگی مارکوف پیرامون احتمالات انتقال دلالت بر این امر دارد که عبارات سمت راست رابطه بالا باید به طور بازگشتی ارزیابی شوند. هر مرحله بازگشت با برآوردهای فیلتر شده از احتمالات رژیم برای دوره قبلی با داشتن احتمالات فیلتر شده  $P(s_t = m | \mathfrak{S}_{t-1})$  است و بازگشت ممکن است به ۴ مرحله تقسیم شود:

(۱) اولین مرحله، پیش‌بینی احتمالات به صورت یک گام به جلو رژیم با استفاده از قواعد اولیه احتمال و ماتریس انتقال مارکوف است:

$$P(s_t = m | \mathfrak{S}_{t-1}) \sum_{j=1}^M P(s_t = m | s_{t-1} = j) \cdot P(s_{t-1} = j | \mathfrak{S}_{t-1}) = \sum_{j=1}^M P_{jM}(G_{t-1}, \delta_i) \cdot P(s_{t-1} = j | \mathfrak{S}_{t-1}) \quad (9)$$

(۲) ما از احتمالات به صورت یک گام به جلو برای محاسبه چگالی مشترک داده‌ها و رژیم‌ها در دوره  $t$  استفاده می‌کنیم:

$$f(y_t, s_t = m | \mathfrak{S}_{t-1}) = \frac{1}{\sigma_m} \phi\left(\frac{y_t - \mu_t(m)}{\sigma(m)}\right) \cdot P(s_{t-1} = m | \mathfrak{S}_{t-1}) \quad (10)$$

(۳) نسبت راستنمایی برای دوره  $t$  با استفاده از مجموع احتمالات مشترک میان حالات مشاهده نشده برای به دست آوردن توزیع حاشیه‌ای داده‌های مشاهده شده محاسبه می‌شود:

$$l(\beta, \gamma, \sigma, \delta) = f(y_t | \mathfrak{S}_{t-1}) = \sum_{j=1}^M f(y_t, s_t = j | \mathfrak{S}_{t-1}) \quad (11)$$

(۴) مرحله نهایی، فیلتر نمودن احتمالات با استفاده از نتایج رابطه (۱۰) با به روز نمودن یک گام به جلو از پیش‌بینی‌های احتمالات است:

$$P(s_t = m | \mathfrak{S}_t) = \frac{f(y_t, s_t = m | \mathfrak{S}_{t-1})}{\sum_{j=1}^M f(y_t, s_t = j | \mathfrak{S}_{t-1})} \quad (12)$$

این ۴ مرحله تا حصول موفقیت برای هر دوره  $t=1, \dots, T$  ادامه می‌یابد. تمام آنچه که ما برای اجرا نیاز داریم، احتمالات فیلتر شده اولیه یعنی  $P(s_0 = m | \mathfrak{S}_0)$  یا احتمالات به صورت یک گام رو به جلو رژیم اولیه یعنی  $P(s_1 = m | \mathfrak{S}_0)$  هستند. مقدار راستنمایی به دست آمده از طریق مجموع عبارات رابطه (۱۱) می‌تواند با محاسبه پارامترهای  $(\beta, \gamma, \sigma, \delta)$  از طریق روش‌های تکرارشونده، حداکثر شود. کوواریانس ضرایب نیز می‌تواند با استفاده از رویکردهای استاندارد برآورد شود.

#### ۴-۲-۲- هموارسازی

برآورد احتمالات رژیم با استفاده از اطلاعات نمونه می‌تواند محاسبه شود. برآوردهای هموار شده<sup>۱۱</sup> برای احتمالات رژیم در دوره  $t$ ، بر اساس مجموعه اطلاعات پایان دوره محاسبه می‌شود بر خلاف برآوردهای فیلتر شده که در آن فقط از اطلاعات همان دوره  $(\mathfrak{S}_t)$  استفاده می‌شود. با استفاده از اطلاعاتی که پیرامون ادراکات ما از آینده متغیر وابسته  $y_s$  ( $s > t$ ) ایجاد می‌شود،

برآوردهای ما در رژیم  $m$  و در دوره  $t$  بهبود می‌یابد و این امر به دلیل مرتبط بودن احتمال انتقال‌های مارکوف با یکدیگر در ایجاد راستنمایی با مشاهدات مختلف نمونه‌ای است. کیم (۲۰۰۴) الگوریتم کارآمدی از هموارسازی را نوشت که تنها به یک دوره گذشته در داده‌ها نیاز دارد. تحت فروض مارکوف، کیم نشان داد که احتمال مشترک به قرار ذیل است:

$$P(s_t = i, s_{t+1} = j | \mathfrak{S}_T) = P(s_t = i | s_{t+1} = j, \mathfrak{S}_T) \cdot P(s_{t+1} = j | \mathfrak{S}_T) = \frac{P(s_t = i, s_{t+1} = j | \mathfrak{S}_t)}{P(s_{t+1} = j | \mathfrak{S}_t)} \cdot P(s_{t+1} = j | \mathfrak{S}_T) \quad (13)$$

در رابطه تحت فروض مناسب، اگر  $s_{t+1}$  مشخص باشد، در داده‌های آینده  $(y_{t+1}, \dots, y_T)$  هیچ اطلاعات اضافی درباره  $s_t$  وجود ندارد. احتمال هموار شده در دوره  $t$  از طریق نهایی نمودن احتمال مشترک آن با  $s_{t+1}$  به دست می‌آید:

$$P(s_t = i | \mathfrak{S}_T) = \sum_{j=1}^M P(s_t = i, s_{t+1} = j | \mathfrak{S}_T) \quad (14)$$

با داشتن مجموعه‌ای از احتمالات فیلتر شده، ما هموارکننده را با استفاده از  $P(s_T = i | \mathfrak{S}_T)$  مقاردهی اولیه می‌کنیم و محاسبات معادله (۱۳) و معادله (۱۴) را برای  $t = T-1, \dots, 1$  به منظور به دست آوردن مقادیر هموار شده تکرار می‌کنیم.

### ۳-۴- شکست ساختاری

وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی اقتصادی به علت وجود شوک‌ها از قبیل جنگ، تحریم‌ها، سیاست‌های خاصی نظیر هدفمندی یارانه یا خصوصی‌سازی، نوسانات آب و هوایی و ... بسیار رایج است. اگر با توجه به شرایط و مقتضیات حاکم بر متغیرهای اقتصادی، تغییر در روند متغیرها همراه تغییر در پارامترهای مدل صورت بگیرد، یا به عبارت دیگر اگر در پایداری پارامترهای یک مدل خللی حاصل شود این تغییرات را شکست ساختاری گویند. آزمون شکست ساختاری در مدل‌های رگرسیون خطی ابتدا توسط کوانت و چاو<sup>۱۲</sup> صورت گرفت. در این مطالعات آزمون شکست ساختاری در یک نقطه از پیش تعیین شده، به طور برونزا انجام می‌گیرد؛ اما از دهه ۱۹۹۰ روش‌های دیگری برای آزمون شکست ساختاری مورد استفاده قرار گرفته است، که در این روش‌ها آزمون مورد نظر را در نقطه یا نقاط نامشخص یا از پیش تعیین نشده به صورت درونزا انجام می‌دهد. این روش‌ها توسط اندریوز و پلورگر برای حالت یک شکستی و اندریوز، لی و و پلورگر و لیو، وو و زیدک و در نهایت بای و پرون در حالت چند شکستی، ارائه شده است. در تحقیق حاضر از

روش بای و پرون (۲۰۰۳) تعداد و محل نقاط شکست به صورت درونزا با استفاده از مدل رگرسیون خطی برای سری زمانی متغیر نقدشوندگی برآورد شده است، زیرا وجود این شکست در متغیر مذکور بواسطه مهمترین اتفاقات انجام شده بواسطه خصوصی سازی خواهد توانست نشان دهنده این امر باشد که اتفاقات اثرگذاری در عمق بازار سرمایه در سالهای اخیر بوقوع پیوسته است. ابتدا فرض می شود که تعداد (m+1) رژیم سیاستی داشته باشیم که در نتیجه m تغییر ساختاری خواهیم داشت یعنی رگرسیون خطی دارای m شکست و m+1 دسته پارامتر است که به صورت زیر نمایش داده می شود:

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_t + u_t \quad t = 1, \dots, T_1 \quad (15)$$

⋮

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_{m+1} + u_t \quad t = T_{m+1}, \dots, T \quad (16)$$

نقاط شکست ساختاری نامشخص  $y_t, T_1, \dots, T_m$  متغیر وابسته در زمان  $t$  بردار متغیرهای مستقل با ضرایب متغیر،  $x_t$  بردار متغیرهای مستقل با ضرایب ثابت،  $\beta$  ضرایب ثابت،  $\delta_t$  بردار ضرایب متغیر (j=1, ..., m+1) و  $u_t$  اجزا اخلاص می باشند. هدف اصلی در این مدل این است که ضرایب و نقاط شکست نامشخص رگرسیون را وقتی که T مشاهده موجود است، برآورد نماییم [مرزبان و نجاتی، ۱۳۸۸: ۱۱].

شایان ذکر است برای محاسبه نسبت نقدشوندگی (Liq)<sup>۱۳</sup> از معیار عدم نقدشوندگی آمیهود (۲۰۰۲) به عنوان متغیر نماینده با توجه متداول تر بودن آن در مطالعات مالی، استفاده شده که این معیار به صورت نسبت قدر مطلق میانگین بازدهی روزانه سهام، به حجم ریالی معامله شده تعریف شده است. این معیار را می توان به صورت تغییر قیمت روزانه به ازای یک ریال حجم معاملات تفسیر کرد. در واقع نقدشوندگی تابعی از توانایی انجام معامله سریع با حجم بالایی از اوراق بهادار و هزینه پایین است بصورتی که قیمت دارایی در فاصله زمانی میان سفارش تا خرید، تغییر چندانی نداشته باشد [یحیی زاده فر و همکاران، ۱۳۸۹، ۳]. البته روش های گوناگونی برای محاسبه نقدشوندگی در بازار وجود دارد که می توان بر حسب مدل مورد استفاده از هر یک از این تعاریف استفاده نمود که در این مقاله از روش آمیهود استفاده شده است و می توان نتایج مدل را بر سایر تعاریف دیگر نیز برآزش نمود.

$$\text{میانگین} \left( \frac{| \text{بازده}_t |}{\text{حجم معاملات}_t} \right) = \text{نقدشوندگی} \quad (17)$$

#### ۵- داده‌های تحقیق و مباحث تفصیلی

مجموعه داده‌هایی که در این تحقیق مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند، شاخص کل قیمت (TEPIX) در بورس اوراق بهادار تهران است که از ابتدای سال ۱۳۷۹ تا انتهای سال ۱۳۹۴ به صورت روزانه گردآوری شده است. به پیروی از سایر مطالعات مشابه و به دست آوردن یک متغیر مانا، نیازمند محاسبه بازده با استفاده از رابطه ذیل می‌باشیم:

$$R_t = \ln(P_t/P_{t-1}) \quad (18)$$

#### ۵-۱- بررسی آمار توصیفی داده‌ها

در جدول شماره ۱ نتایج مهم‌ترین آماره‌های توصیفی برای متغیر بازده لگاریتمی ارائه شده و همانطور که ملاحظه می‌شود سری زمانی متغیر بازده بورس اوراق بهادار تهران دارای میانگین معادل ۰/۰۰۰۹۴۸ و میانه معادل ۰/۰۰۰۵۲۱ می‌باشد. بزرگترین و کوچکترین داده در سری زمانی بازده بورس اوراق بهادار تهران به ترتیب برابر ۰/۰۵۲۵۸۱ و ۰/۰۵۶۷۰۴- می‌باشد.

جدول شماره ۱- نتایج آماره‌های توصیفی برای نرخ بازده ( $R_t$ )

نتیجه	مقدار آماره	آماره
	۳۷۸۹	تعداد مشاهدات
	۰/۰۰۰۹۴۸	میانگین
	۰/۰۰۰۵۲۱	میانه
	۰/۰۵۲۵۸۱	ماکزیمم
	-۰/۰۵۶۷۰۴	مینیمم
	۰/۰۰۶۳۷۳	انحراف معیار
	۰/۳۰۰۰۷	چولگی
	۱۲/۴۵۶۸۷	کشیدگی
سری غیرنرمال	۱۴۱۷۵/۹۹ ***	چارگ _ برا
سری مانا	-۱۳/۳۸۰۷۸ ***	ADF (مدل با عرض از مبدأ و بدون روند)
ناهمسانی واریانس شرطی	۱۳۸/۰۳۷۹ ***	آرچ
ناهمسانی واریانس شرطی	۸۱/۷۱۱۲۸ ***	LM(9)

\*\*\* نشان دهنده معناداری در سطوح خطای ۱ درصد هستند/ منبع: محاسبات محقق.

همچنین در جدول ذیل آماره‌های توصیفی متغیر نقدشوندگی بازار ارائه شده است و همانطور که ملاحظه می‌شود متغیر مانا است و نرمال نیست، بنابراین در مدل‌سازی‌ها با مسئله رگرسیون کاذب مواجه نخواهیم شد.

جدول شماره ۲- نتایج آماره‌های توصیفی برای متغیر نقدشوندگی

نقدشوندگی	آماره
۳۷۷۸	تعداد مشاهدات
۰/۰۰۰۱۶۳	میانگین
۰/۰۰۰۰۲۸۹	میانه
۰/۰۰۰۹۰۷۲	ماکزیمم
۰	مینیمم
۰/۰۰۰۴۴۴	انحراف معیار
۷/۸۳۱۲۱۸	چولگی
۱۰۰/۴۱۰۱	کشیدگی
۱۵۳۲۳۰۰ ***	جارگ _ برا
-۹/۲۸۷۶۷۵***	ADF

\*\*\* نشان دهنده معناداری در سطوح خطای ۱ درصد هستند / منبع: محاسبات محقق

## ۲-۵- نتایج پژوهش

### ۲-۱- نتایج برآورد اثر برنامه خصوصی سازی در اقتصاد ایران بر تغییر رژیم

با استناد به سایت خصوصی‌سازی و بر اساس اطلاعات موجود تاریخ‌های مرتبط با برنامه خصوصی‌سازی در اقتصاد ایران در جدول شماره ۳ خلاصه شده‌اند:

جدول شماره ۳- تاریخ‌های مهم در برنامه خصوصی سازی در اقتصاد ایران

توضیحات	تاریخ	ردیف
تصویب اصل ۴۴ قانون اساسی در مجلس خبرگان قانون اساسی	۹ آبان ۱۳۵۸	۱
تصویب مجدد اصل ۴۴ قانون اساسی در شورای بازنگری قانون اساسی	تیر ۱۳۶۸	۲
تبیین اصل ۴۴ قانون اساسی توسط مجمع تشخیص مصلحت نظام	۱۳ دی ۱۳۷۶	۳
تأکید بر اجرای اصل ۴۴ قانون اساسی توسط مقام معظم رهبری	۱۵ فروردین ۱۳۷۷	۴
تصویب موضوع توسط مجمع تشخیص برای طرح در کمیسیون اقتصاد کلان، بازرگانی و اداری مجلس	۵ اردیبهشت ۱۳۷۷	۵
تصویب سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی در ۵ بند توسط مجمع تشخیص مصلحت نظام	۲۱ آذر ۱۳۸۳	۶



ردیف	تاریخ	توضیحات
۷	ابتدای خرداد ۱۳۸۴	ابلاغ سیاست‌های کلی به سران سه قوه توسط مقام معظم رهبری
۸	۸ بهمن ۱۳۸۶	تصویب قانون اصل ۴۴ مربوطه توسط مجلس
۹	۲۵ خرداد ۱۳۸۷	تشخیص قانون مصوب به عنوان مصالح نظام توسط مجمع تشخیص مصلحت نظام
۱۰	۳۱ تیر ۱۳۸۷	ابلاغ قانون مصوب به وزارت امور اقتصاد و دارایی توسط رئیس جمهور وقت
۱۱	۲۹ مهر ۱۳۸۸ ۲۹ آذر ۱۳۸۸ ۲ اسفند ۱۳۸۸	تصویب اساسنامه سازمان خصوصی‌سازی
۱۲	۲۸ آذر ۱۳۹۰	اعمال تخفیف و تعیین نحوه انتقال سهام به دریافت کنندگان سهام عدالت

منبع: گردآوری محقق.

با توجه به داده‌های نمونه تحت مطالعه که از ابتدای سال ۱۳۷۹ در رابطه با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند، از ردیف ششم جدول فوق (مجموعاً ۹ موقعیت زمانی)، امکان بررسی اثر فرایند خصوصی‌سازی در ایران بر تغییر رژیم در مدل مارکوف سوئیچینگ گارچ برآوردی به وجود خواهد آمد. به منظور شناسایی و امکان وجود رژیم‌های مختلف در سری زمانی بازده، برآورد مدل‌های چند رژیمی با توجه به ماهیت نوسانی شدید متغیر بازده صورت خواهد پذیرفت. همانطور که گفته شد مدل MRS-GARCH با فرض وجود فرآیند AR(1) در میانگین بازدهی بازار سهام تهران با توجه به مدل زیر برآورد می‌شود:

$$r_t^{(i)} = \mu^{(i)} + \phi_1^{(i)} r_{t-1} + \xi_t^{(i)} \quad (17)$$

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)} \sum_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)} h_{t-1} \quad (18)$$

$i$  بیانگر رژیم است که در اینجا با فرض دو رژیم، یکی پرنوسان و دیگری کم نوسان است. در شرایط سه رژیمه، یک رژیم متوسط هم بین دو رژیم مذکور قابل تصور است. با توجه به آنکه معمولاً در مدل‌سازی MRS-GARCH از مدل‌های ۲ یا ۳ رژیمی استفاده نموده و در نهایت بر اساس آماره‌های تشخیصی برآوردها مقایسه می‌شوند، آماره لگاریتم درستنمایی برای دو برآورد مدل ۲ و ۳ رژیمی ارائه شده است:

جدول شماره ۴- آماره لگاریتم درستنمایی (LR) برای دو برآورد مدل

تعداد رژیم‌ها	آماره لگاریتم درستنمایی	تعداد تکرار <sup>۱۴</sup>
۲	-۱۴۷۱۲/۳۲	۲۲
۳	-۱۴۶۴۳/۵۴	۱۰

منبع: محاسبات محقق.

مقدار بالاتر آماره لگاریتم درستیابی بیانگر تصریح مناسبتر مدل تحت مطالعه می‌باشد و همانطور که در جدول بالا مشاهده می‌شود آماره لگاریتم درستیابی مدل سه رژیمه بالاتر است، بنابراین استفاده از سه رژیم در برآورد مدل مدنظر به معنای تصریح مناسبتری از مدل می‌باشد. یکی از آماره‌های بسیار مهم در برآورد مدل‌های رژیمی مارکوف سوئیچینگ، استخراج ماتریس انتقال میان رژیم‌هاست که در جدول زیر مقادیر محاسباتی این ماتریس ارائه شده است. همچنین ماتریس انتقال میان رژیم‌ها، مطابق با جدول ذیل می‌باشد:

جدول شماره ۵ - نتایج ماتریس انتقال میان رژیم‌ها

$P_{11}=0/325$	$P_{12}=0/001$	$P_{13}=0/018$
$P_{21}=0/493$	$P_{22}=0/99$	$P_{23}=0/846$
$P_{31}=0/182$	$P_{32}=0/009$	$P_{33}=0/136$

منبع: محاسبات محقق.

همانطور که در نتایج جدول فوق ملاحظه می‌شود،  $P_{22}$  که احتمال انتقال از رژیم ۲ به ۲ (ماندن در رژیم دوم) است در میان تمام احتمالات انتقال میان رژیم‌ها، از همه بالاتر است اما در انتقال میان دو رژیم، محتمل‌ترین انتقال از رژیم (بدون احتساب عناصر روی قطر اصلی ماتریس که بیانگر احتمال ماندن در هر رژیم هستند) ۲ به ۳ خواهد بود؛ در این میان احتمال انتقال از رژیم ۱ به ۲ از همه انتقال‌ها کمتر می‌باشد. در این ماتریس مجموع انتقالات به داخل هر رژیم (مجموع عناصر هر ستون ماتریس) برابر یک می‌باشد. بنابراین در حالیکه احتمال ماندن در رژیم دوم ( $P_{22}=0/99$ ) از همه احتمالات این ماتریس بالاتر است، دو احتمال دیگر که نشان‌دهنده انتقال به رژیم دوم هستند دارای مقادیر بسیار پایین  $P_{12}=0/001$  و  $P_{32}=0/009$  هستند. به طور کلی، منظور از رژیم کم نوسان، رژیم با احتمالات انتقال کمتر است. همانطور که در هر سطر از جدول ملاحظه می‌شود، احتمال انتقال از رژیم یک به سایر رژیم‌ها بسیار کم بوده و بالعکس احتمالات انتقال از رژیم ۲ به سایر رژیم‌ها بالا می‌باشد. بنابراین رژیم ۱ را کم نوسان، رژیم ۲ را پرنوسان و رژیم ۳ را حالت میانی در نظر می‌گیریم.

برای رژیم دوم به عنوان رژیمی که احتمال ماندن در آن بیش از سایر رژیم‌هاست، متغیرهای دامی برای هر یک از تاریخ‌های خصوصی سازی، ساخته شده و به طور مجزا تأثیر آنرا بر احتمال هموار شده تغییر رژیم دوم ( $Smoothed_2$ ) برآورد نموده و نتایج آن در جدول زیر منعکس شده است. با توجه نتایج مندرج در جدول که ضریب متغیردامی در اکثر برآوردها معنادار بوده است،

می توان استنباط نمود که فرایند تصویب و اجرای خصوصی سازی در اقتصاد ایران به تغییر رژیم در بازده بورس اوراق بهادار تهران منجر شده است. نتیجه تأثیرگذاری سیاست خصوصی سازی بر تغییر رژیم بدان معناست که متغیر بازده بازار مدام تحت تاثیر این پدیده دچار تغییر جهت شده است:

جدول شماره ۶- نتایج برآورد اثر برنامه خصوصی سازی در اقتصاد ایران بر تغییر رژیم

$Smoothed_{2t} = \alpha + \beta DUM_t$									
۲۸ آذر ۱۳۹۰	۲ اسفند ۱۳۸۸	۲۹ آذر ۱۳۸۸	۲۹ مهر ۱۳۸۸	۳۱ تیر ۱۳۸۷	۲۵ خرداد ۱۳۸۷	۸ بهمن ۱۳۸۶	ابتدای خرداد ۱۳۸۴	۲۱ آذر ۱۳۸۳	
۰/۹۸ ***	۰/۹۸ ***	۰/۹۸ ***	۰/۹۸ ***	۰/۹۸ ***	۰/۹۸ ***	۰/۹۹ ***	۰/۹۹ ***	۰/۹۸ ***	عرض از مبدأ
-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۲	*-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۶ **	-۰/۰۰۶ **	-۰/۰۱۲ ***	-۰/۰۱۳ ***	۰/۰۰۲	دامی تاریخ مربوط به خصوصی سازی

\* و \*\*، \*\*\* به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطوح خطای ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند

منبع: محاسبات محقق.

### ۵-۲-۲- بررسی اثر برنامه خصوصی سازی در اقتصاد ایران بر شکست ساختاری نقدشوندگی

نتایج آزمون بای و پرون (۲۰۰۳) روی سری زمانی نقدشوندگی در جدول زیر ارائه شده است و نتایج مندرج در این جدول بیان می‌دارند که دو شکست ساختاری در سری مذکور وجود دارد.

جدول شماره ۷- نتایج بررسی وجود شکست ساختاری در سری زمانی نقدشوندگی

نتیجه	مقدار بحرانی F بای-پرون (۲۰۰۳)	آماره F	فرضیه صفر
رد فرضیه صفر	۸/۵۸	۱۲۴۷/۳۲۰	عدم وجود حتی یک شکست
رد فرضیه صفر	۱۰/۱۳	۱۶/۸۲۶۴	وجود حداقل یک شکست
عدم رد فرضیه صفر	۱۱/۱۴	۲/۶۲۴۸	وجود حداقل دو شکست

منبع: محاسبات محقق.

دو نقطه شکست ساختاری در سری زمانی نقدشوندگی وجود دارند که مطابق با نتایج آزمون بای - پرون صورت پذیرفته در جدول ذیل ارائه شده‌اند:

## جدول شماره ۸- نقاط شکست ساختاری در سری زمانی نقدشوندگی

تاریخ	مشاهده	ردیف
۱۳۸۲/۰۷/۰۹	۸۴۸	۱
۱۳۸۸/۰۲/۲۰	۲۱۲۹	۲

منبع: محاسبات محقق.

حال می‌خواهیم به بررسی این موضوع بپردازیم که آیا اجرایی شدن اصل ۴۴ قانون اساسی در ایجاد شکست ساختاری در سری زمانی نقدشوندگی مؤثر بوده یا خیر؟ بدین منظور با استفاده از روش برآورد حداقل مربعات معمولی با وجود شکست ساختاری در متغیر وابسته به بررسی تأثیر خصوصی‌سازی مطابق با تاریخ‌های مجزایی که پیرامون آن اشاره گردید، پرداخته می‌شود. در جدول ذیل نتایج برآورد مربوطه به بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر شکل‌گیری شکست ساختاری در سری زمانی نقدشوندگی ارائه شده است. تحت تأثیر متغیر دامی مربوط به تاریخ خصوصی‌سازی، نقاط شکست ممکن است جابجا شده و تعداد شکست‌ها نیز تغییر یابند. با توجه به آن که شکست (هایی) در سری نقدشوندگی وجود دارد، سری به دو یا سه قسمت تبدیل شده که هر بخش عرض از مبدأ مجزای خود را دارد اما متغیر دامی برای کل سری باید بررسی شود که آیا سری شکسته شده تأثیرگذار است یا خیر؟ همچنین در برخی تاریخ‌ها به دلیل اینکه سری‌های شکسته شده نقدشوندگی (زیرنمونه‌ها)<sup>۱۵</sup> شامل همخطی کامل میان رگرورها شده‌اند، امکان برآورد مدل وجود نداشته است.

## جدول شماره ۹- نتایج برآورد اثر برنامه خصوصی‌سازی در اقتصاد ایران بر شکست ساختاری نقدشوندگی

۲۸ آذر ۱۳۹۰	۲ اسفند ۱۳۸۸	۲۹ آذر ۱۳۸۸	۲۹ مهر ۱۳۸۸	۳۱ تیر ۱۳۸۷	۲۵ خرداد ۱۳۸۷	۸ بهمن ۱۳۸۶	ابتدای خرداد ۱۳۸۴	۲۱ آذر ۱۳۸۳	
۰/۰۰۰۵ ***	۰/۰۰۰۵ ***	همخطی کامل	۰/۰۰۰۵ ***	۰/۰۰۰۵ ***	۰/۰۰۰۵ ***	همخطی کامل میان	همخطی کامل میان	۰/۰۰۰۵ ***	عرض از مبدأ
۰/۰۰۰۰۶ ***	۰/۰۰۰۰۷ ***	میان رگرورها	۰/۰۰۰۰۷ ***	۰/۰۰۰۰۷ ***	۰/۰۰۰۰۷ ***	رگرورها در در	رگرورها در در	۰/۰۰۰۰۷ ***	
-۰/۰۰۰۰۴ ***	-۰/۰۰۰۰۵ ***	زیرنمونه‌ها	-۰/۰۰۰۰۴ ***	-۰/۰۰۰۰۵ ***	-۰/۰۰۰۰۵ ***	زیرنمونه‌ها	زیرنمونه‌ها	۰/۰۰۰۰۳ ***	

\*\*\* نشان دهنده معناداری در سطح خطای ۱ درصد هستند / منبع: محاسبات محقق.

مطابق با نتایج مندرج در جدول فوق، اکثریت تاریخ‌های مرتبط با خصوصی‌سازی دارای تأثیر منفی و معناداری بر نقدشوندگی بوده و وجود یک شکست را در سری نقدشوندگی با توجه به ارائه تنها دو ضریب برای عرض از مبدأ، اذعان دارند. تأثیر منفی خصوصی‌سازی بر متغیر نماینده نقدشوندگی حایز این نکته است که با توجه به اینکه متغیر نماینده نقدشوندگی مورد استفاده در این مطالعه بر مبنای رابطه عدم نقدشوندگی آمیهد است، بنابراین خصوصی‌سازی منجر به کاهش عدم نقدشوندگی شده است، به تعبیر روشن‌تر خصوصی‌سازی به افزایش نقدشوندگی بازار (به عنوان یکی از اصول توسعه یافتگی بازارها) منجر گردیده و به تعمیق بازار سهام می‌انجامد. این نتیجه می‌تواند تفسیری در افزایش کارایی بازار نیز داشته باشد.

#### ۶- نتیجه‌گیری و بحث

طبق تعریف ارائه شده توسط بانک جهانی خصوصی‌سازی یعنی "انتقال مالکیت یا کنترل بنگاه‌های اقتصادی از دولت به بخش خصوصی". بر اساس این تعریف و بسیاری از تعاریف مشابه خصوصی‌سازی در هر کشور و بخشی که دنبال می‌شود به دنبال افزایش کارایی و بهره‌وری در آن و کاهش قدرت نفوذ دولت و هزینه‌های دولتی است. بسیاری از کارشناسان معتقدند بازوی اجرایی نهادی که مسئول اجرای خصوصی‌سازی است، بورس و یا در شکل بزرگتر آن بازار سرمایه است که با انجام درست و اصولی این عمل ارتباطی دو طرفه بین این دو شکل گرفته و با گسترش هر یک دیگری نیز بزرگ شده و عمق می‌یابد یعنی برای نمونه با افزایش خصوصی‌سازی‌های درست (فارغ از افزایش درآمد دولت در برهه خاص) اندازه بازار سرمایه آن کشور نیز بزرگ شده و جدای از افزایش ارزش و حجم و اندازه بازار، عمق آن نیز افزایش می‌یابد. از متغیرهای مختلفی برای نشان دادن عمق بازار می‌توان استفاده نمود ولی شاید یکی از این مهمترین جانشین‌ها متغیر نقدشوندگی در بازار باشد که افزایش روان شدن و نقد شدن معاملات در بازار علاوه بر آنکه نشانه‌ای از توسعه یافتگی آن است، می‌تواند به عنوان نشانه‌ای از افزایش عمق آن بازار نیز منظور شود. از این‌رو در این مطالعه تلاش شد رابطه بین اجرا شدن خصوصی‌سازی در ایران با تکیه بر بازه زمانی برنامه‌های توسعه سوم، چهارم و پنجم و متغیر نقدشوندگی مورد بررسی قرار گیرد. از این‌رو با استفاده از تکنیک مرتبط به تشخیص شکست ساختاری در متغیر نقدشوندگی وجود شکست در این سری بواسطه اجرا شدن خصوصی‌سازی تشخیص داده شد و مشخص گردید با استفاده از روش بای و پرون خصوصی‌سازی به افزایش نقدشوندگی بازار به عنوان یکی از اصول توسعه یافتگی بازارها منجر گردیده است. از این امر می‌توان به نوعی این نتیجه‌گیری را داشت که ظرفیت نهادی کشور بواسطه ایجاد تغییرات نهادی و تشکیل کمیته‌ها و شوراهای لازم در فرآیند واگذاری‌ها ارتقا یافته و اثر آن

در بلندمدت بر کارایی اطلاعاتی بورس و تغییر عمق آن نمایان شده است. همچنین مشخص شد که خصوصی سازی بر پیدایش تغییر رژیم در متغیر بازده شاخص بورس اوراق بهادار در طول برنامه های سوم، چهارم و پنجم توسعه در قالب مدل های تشخیص تغییر رژیم اثرگذار بوده است. به منظور معرفی پیشنهادهای پژوهشی و برای آنکه ارتباط دقیقتر این بحث و بالاخص بحث نقدشوندگی بازار سهام با مفهوم خصوصی سازی و اصل ۴۴ قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران مشخص شود به علاقمندان توصیه می شود وقوع شکست ساختاری در نقدشوندگی بازار سهام بواسطه اجرایی شدن اصل مذکور با دقت بیشتری و با استفاده از تعاریف دیگری از نقدشوندگی نیز بررسی شود.

همچنین علیرغم آنکه ما توانستیم نشان دهیم وضعیت نهادی کشور با اجرایی شدن اصل ۴۴ قانون اساسی بواسطه داشتن شکست ساختاری در متغیر عمق بازار بهبود یافته، به منظور بررسی دقیق تر این نکته که آیا وضعیت نهادی در زمان اجرای اصل ۴۴ قانون اساسی مطلوب بوده یا خیر پیشنهاد می شود در موضوعات بعدی به منظور بررسی وجود پیش نیازهای نهادی لازم و داشتن بنچ مارک در این زمینه با روش *difference in difference* نحوه اجرایی شدن خصوصی سازی در کشورهای پیشرفته با کشور ایران از این به بعد به صورت کامل مقایسه شود و سپس نتیجه گیری دقیق در این زمینه ارائه گردد.

## فهرست منابع

- \* رضایی دولت‌آبادی، حسین؛ صمدی، سعید؛ ناجی زواره، حسام. (۱۳۹۰)؛ "تحلیل تأثیر خصوصی‌سازی بر توسعه بازار سهام در ایران"، مجله پژوهش‌های حسابداری مالی، شماره اول، صفحه ۹۷-۱۱۲.
- \* سازمان صنایع ملی ایران، مجله واگذاری شرکت‌های دولتی (۱۳۷۲)، سال دوم، شماره ۱
- \* سعیدی، علی؛ بابالوییان، شهرام. (۱۳۹۱)؛ "عملکرد مالی و عملیاتی شرکت‌های مشمول اصل ۴۴ عرضه شده در بورس اوراق بهادار تهران قبل و بعد از خصوصی‌سازی"، دوفصلنامه علمی-پژوهشی جستارهای اقتصادی ایران، صفحات ۹-۲۸.
- \* عبده تبریزی، حسین. (۱۳۸۳)؛ "بازار سرمایه: نیروی محرکه توسعه اقتصادی"، کنفرانس بازار سرمایه، موتور محرک توسعه اقتصادی ایران.
- \* علمی، زهرا (میلا)؛ ابونوری، اسمعیل؛ راسخی، سعید و محمدمهدی شهرازی. (۱۳۹۳)؛ "اثر شکست‌های ساختاری در نوسانات بر انتقال تکانه و سرریز نوسان میان بازارهای طلا و سهام ایران"، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی (سال هشتم)، شماره ۲ (۲۶)، صفحه ۷۳-۵۷.
- \* کمیجانی، اکبر. (۱۳۸۲)؛ "ارزیابی عملکرد سیاست خصوصی‌سازی در ایران"، انتشارات وزارت دارایی، چاپ اول.
- \* مرزبان، حسین؛ مهدی نجاتی. (۱۳۸۸)؛ "شکست ساختاری در ماندگاری تورم و منحنی فیلیپس در ایران"، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۲ (۸)، صفحات ۱-۲۶.
- \* نژادزاده، لیلا. (۱۳۸۰)؛ "بهره‌وری در فرآیند واگذاری شرکت‌های وابسته به وزارت نفت"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید چمران اهواز.
- \* نصراللهی، خدیجه؛ آقایی، کیومرث و نوشین باقری زمانی. (۱۳۸۸)؛ "ارزیابی روند بازدهی سهام شرکت‌های خصوصی‌سازی شده از طریق بورس اوراق بهادار"، فصلنامه حسابداری مالی، سال اول، شماره ۲، صفحه ۴۲-۵۹.
- \* Amihud, Y(2002), "Liquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time Series", Journal of Financial Markets, 5, pp:31-56.
- \* Bai, J. & Perron, P.(1998)."Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", Econometrica, Vol 66, pp:47-78.
- \* Diebold, Francis X., Lee, Joon-Haeng, and Gretchen 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.
- \* Filardo, Andrew J. (1994). "Business-Cycle Phases and Their Transitional Dynamics," Journal of Business & Economic Statistics, 12, 299-308.

- \* Frühwirth-Schnatter, Sylvia (2006). *Finite Mixture and Markov Switching Models*, New York: Springer Science + Business Media LLC.
- \* Goldfeld, Stephen M. and Richard E. Quandt (1973). "A Markov Model for Switching Regressions," *Journal of Econometrics*, 3–16.
- \* Gharfeddine, L. & Khediri, K. (2016), "Time Varying Market Efficiency of the GCC Stock Markets", *Statistical Mechanics and its applications*, volume444.
- \* Hamilton, J. (1994), "Time Series Analysis", Princeton University Press, Business & Economics, 799 pages.
- \* Hamilton, James D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, 57, 357–384.
- \* Hamilton, James D. (1996). "Specification Testing in Markov-switching Time-series Models," *Journal of Econometrics*, 70, 127–157.
- \* Kang, S.H. & Cheong C. & Yoon, S.M. (2011), "Structural Changes and Volatility Transmission in Crude Oil Markets", *Physica A*, 390(4), PP:4317-4324.
- \* Klaassen, F. (2002). "Improving GARCH Volatility Forecasts with Regime-Switching GARCH", *Empirical Economics* 27(2), pp:363-394.
- \* Maddala, G. S. (1986). "Disequilibrium, Self-Selection, and Switching Models," *Handbook of Econometrics*, Chapter 28 in Z. Griliches & M. D. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, Volume 3, Amsterdam: North- Holland.
- \* Poon, S.H & Granger, C.W. (2003). "Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review", *Journal of Economic Literature*, 41(5), pp:478-539

## یادداشت‌ها

1. Poon, S.H & Granger, 2003
2. Kang et al , 2011
3. Ricardo, Smith & Say
4. Schwartz, 1731
5. [Asian Productivity Organization](#)
6. Adam Smith
7. Smith, Spears, Roisin, Schumpeter
8. Hermes & Lensink, 2005
9. Gharfeddine & Khediri, 2016
10. Hamilton, 1994
11. Klaassen, 2002
12. Probability regime
13. Diebold
14. Filardo
15. One-step ahead
16. one-step ahead
17. Smoothed
18. Filtered
19. Kim, 2004
20. chow
21. Andrews and Ploberger (1994)
22. Andrews, Lee and Ploberger (1996)



23. Liu, Wu and Zidek (1997)
24. Liquidity
25. Amihud,2002
26. proxy
27. irritation
28. sumsample