

تأثیر آزادسازی قیمت حامل های انرژی بر صنعت قند کشور

حسن خداویسی^{۱*}، هدایت منتخب^۲ و محمد مام عزیزی^۳

تاریخ دریافت: ۹۵/۵/۲۶

تاریخ پذیرش: ۹۵/۸/۱۰

چکیده

این مطالعه به بررسی تاثیر هدفمندکردن یارانهها بر صنعت قند کشور ایران می‌پردازد. آزمون ریشه واحد برای بازده شاخص سهام صنعت قند و شکر و هزینه نسبی حامل‌های انرژی نشان داد که این متغیرها در سطح مانا هستند و همچنین آزمون آرچ بیانگر آن است که بازده شاخص سهام صنعت قند ناهمسان واریانس می‌باشد. به همین دلیل، در این پژوهش از مدل‌های خانواده GARCH برای برآورد رابطه اثر سیاست دولت (هدفمندکردن یارانهها) بر صنعت قند کشور استفاده شده است. نتایج برآوردها بیانگر آن است که هدفمند کردن یارانهها و افزایش هزینه حامل‌های انرژی، میانگین بازده شاخص سهام صنعت قند را کاهش و واریانس آن را افزایش داده است.

طبقه بندی JEL: O13.

واژه‌های کلیدی: هدفمندکردن یارانهها، صنعت قند، بازده شاخص سهام، مدل‌های ARCH/GARCH

۱- دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه.

۲- استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه.

۳- کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه.

*- نویسنده مسئول مقاله: h.khodavaisi@urmia.ac.ir

پیشگفتار

قانون هدفمندی یارانه‌ها، دارای دو محور اساسی است که یکی از آن‌ها آزادسازی قیمت‌ها و دیگری توزیع هدفمند یارانه است. محور بخش نخست که در مورد آزادسازی قیمت‌هاست، بیش‌تر بر یارانه دولت در بخش حامل‌های انرژی متمرکز است. در طول سالیان گذشته (پیش از هدفمندکردن یارانه‌ها)، ایران دومین کشور از نظر پرداخت یارانه انرژی بوده است (علیزاده، ۱۳۸۹). ادامه یافتن پرداخت یارانه‌ها بویژه یارانه حامل‌های انرژی با توجه به این که سهم شایان توجهی از هزینه‌های دولت را تشکیل می‌دهد، باعث تشدید کسری بودجه و آثار تورمی ناشی از آن شده و از سوی دیگر، حذف یکباره این یارانه‌ها همراه با شوک فشار هزینه در بخش عرضه موجب رشد سریع سطح عمومی قیمت‌ها خواهد شد (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۹). بنابراین، دولت ناچار به اجرای سیاست هدفمندکردن یارانه‌ها و افزایش تدریجی قیمت حامل‌های انرژی می‌باشد، ولی با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها ناشی از اجرای آن دولت ناگزیر است با درآمد ناشی از افزایش قیمت حامل‌های انرژی، بخشی از افزایش قیمت‌ها را برای اقشار کم درآمد و دهک‌های پایین جامعه به نوعی جبران کند که باعث پرداختن به بخش دوم می‌شود.

محور بخش دوم، بحث توزیع هدفمند یارانه‌هاست. با آزادسازی و واقعی شدن تدریجی قیمت‌ها، بحث شناسایی جامعه هدف و افرادی که به گونه مستقیم یا غیرمستقیم در اثر اجرای این سیاست‌های اقتصادی، تمام یا بخشی از درآمد خود را از دست می‌دهند و یا به هر نحو دیگری مورد تعرض قرار می‌گیرند، مطرح است (علیزاده، ۱۳۸۹). بر اساس قانون قرار بود ۵۰٪ درآمد بدست آمده به خانوارها (البته کم درآمد)، ۳۰٪ به بخش تولید برای جبران بخشی از افزایش هزینه‌های تولید ناشی از افزایش قیمت‌ها و ۲۰٪ باقی‌مانده به امور زیربنایی هم‌چون عمران، حمل و نقل و بهداشت اختصاص داده شود.

ولی به دلیل عدم شناسایی جامعه هدف و پرداخت یارانه به صورت همگانی در مرحله نخست نه تنها سهم بخش تولید و امور زیر بنایی پرداخت نشد بلکه حتی بیش از ۱۰۰٪ درآمد بدست آمده به خانوارها داده شد به گونه‌ای که دولت حتی برای اجرای این مرحله برای پرداخت یارانه نقدی با کسری بودجه مواجه شده و از منابعی دیگر غیر از منابع طرح استفاده کرد. برای مثال، گرفتن تنخواه از بانک مرکزی که تقریباً حالت بدهی دائمی پیدا کرده و بدهی به دستگاه‌های اجرایی مانند وزارت نیرو و نفت و اختصاص بخشی از درآمد مالیاتی به عنوان درآمد طرح هدفمندی، همگی شواهدی است که نشان می‌دهند دولت برای اجرای مرحله نخست هدفمندی یارانه‌ها دچار کسری منابع شده است. به همین دلیل، دولت تا کنون تعهدات قانونی خود را نسبت به بخش تولید

و عرضه نادیده گرفته و اگر قرار بود این تعهدات انجام شود، مقدار کسری به مراتب نسبت به وضعیت کنونی افزایشی بیش تر می‌یافت.

همان گونه که اشاره شد، قطعاً اجرای سیاست هدفمندکردن یارانه‌ها تاثیرهایی متفاوت را بر جای گذاشته است، از یک سو، اجرای این قانون باعث افزایش تقاضا برای محصولات داخلی به دلیل افزایش نرخ ارز ناشی از اجرای آن شده است و از سوی دیگر، بر هزینه‌های عملیاتی صنایع داخلی تاثیر گذاشته و آن را افزایش داده است. ترکیب این دو اثر (افزایش تقاضا و افزایش هزینه‌ها) به گونه طبیعی بر بازده سهام صنعت قند و شکر هم بی تاثیر نبوده است، لذا هدف این پژوهش در جهت رفع این کمبود در مرد صنعت قند و شکر است.

تعریف یارانه

یارانه در فرهنگ واژگان آکسفورد این گونه معنی شده است: «مقدار منابعی که از محل بودجه عمومی به صنایع و یا بازرگانی کمک می‌شود تا قیمت خدمات و کالاهایشان را پایین نگه دارند». یارانه، به هر نوع پرداخت انتقالی که بمنظور حمایت از اقشار کم درآمد و بهبود توزیع درآمد از محل خزانه دولت صورت گرفته، اطلاق می‌شود. بر اساس تعریفی دیگر، یارانه عبارت است از پرداخت‌های انتقالی بلاعوض نقدی و غیر نقدی دولت (به صورت مابه‌التفاوت هزینه بهره‌مندی و هزینه تمام شده) که به گونه مستقیم و غیر مستقیم برای افزایش قدرت خرید حقیقی مصرف‌کنندگان یا افزایش قدرت فروش تولیدکنندگان، عادلانه‌تر نمودن توزیع درآمد، ثبات اقتصادی و جبران آثار ناشی از سیاست‌های دولت بمنظور حفظ یا ارتقای رفاه اجتماعی اعطا می‌گردد (شریفی رنانی و همکاران، ۱۳۹۱).

یارانه در مفهوم اقتصادی به کمک‌های رایگان و اعانه مالی دولت در مقاطع و زمان‌های معین اطلاق می‌شود (فرهنگ، فرهنگ علوم اقتصادی)، در تعریفی دیگر یارانه؛ انتقال منابع اقتصادی به وسیله دولت به خریداران یا فروشندگان کالا و خدمات است. به گونه‌ای که موجب کاهش قیمت برای خریداران یا افزایش قیمت فروش و هزینه‌های تولید کالا و خدمات برای تولیدکنندگان می‌شود. در این حالت اثرهای خالص یارانه، حمایت هم‌زمان از تولیدکننده و مصرف‌کننده است (ملکی توتونچی، ۱۳۸۷).

دلایل الزام اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌ها در ایران

طرح هدفمند کردن یارانه‌ها مهم‌ترین و چالش برانگیزترین بخش از طرح تحولات اقتصادی است که بیش از سایر حوزه‌ها مورد توجه محافل کارشناسی و سیاست‌گذاری دولت قرار گرفته

است. همچنین، در میان موردهای مربوط به طرح هدفمند کردن یارانه‌ها، افزایش قیمت حامل‌های انرژی به یکی از مهم‌ترین و پرچالش‌ترین بحث‌های اقتصادی در کشور تبدیل شده است. رشد سریع مصرف فرآورده‌های نفتی و روی هم رفته، انرژی در کشور نیاز به گرفتن تصمیم‌های مناسب در زمینه استفاده از منابع انرژی را ضروری می‌سازد. بی‌گمان، ادامه روند فعلی مصرف انرژی در آینده‌ای نزدیک موجب ایجاد مشکلات عدیده‌ای برای کشور خواهد شد.

مهم‌ترین یارانه پرداختی در ایران یارانه‌ای است که بابت حامل‌های انرژی پرداخت می‌شود. افزایش بی‌حد و حصر این یارانه و غیرهدفمند بودن آن موجب شده است که در مقاطع گوناگون زمانی تصمیم‌هایی در مورد آن گرفته شود که طبیعتاً پیامدهایی را بر اقتصاد کشور بر جای خواهد گذاشت زیرا حامل‌های انرژی یکی از مهم‌ترین نهادهای تولیدی بشمار می‌روند و افزایش قیمت آن‌ها منجر به افزایش هزینه‌های تولید شده که خود زمینه تورم فشار هزینه را فراهم می‌کند. در این حالت، تولیدکنندگانی که از نظر فناوری در سطح پایینی هستند، توان رقابت خود را از دست داده و در کوتاه مدت از چرخه تولید خارج شده و با کاهش تولید باعث افزایش تورم فشار هزینه می‌شوند. افزایش قیمت حامل‌های انرژی هم چنین موجب افزایش هزینه‌های حمل و نقل در سیستم توزیع کالا و خدمات (فرایند واسطه‌ای از تولید به مصرف) می‌شود. همچنین، با افزایش قیمت حامل‌های انرژی از دو طرف عرضه و تقاضا، قیمت و مقدار دستخوش تغییراتی می‌شوند. در بخش عرضه، کاهش استفاده از انرژی و انتظارات تورمی را به دنبال داشته و در بخش تقاضا نیز واکنش متفاوت متقاضیان حامل‌های انرژی که باعث تغییرات سطح تولید و قیمت‌ها در اقتصاد است رادر پی خواهد داشت (جلال آبادی و همکاران، ۱۳۸۵).

در دهه‌های گذشته نظام توزیع یارانه نامناسب و از مشکلات اساسی اقتصاد ایران بود. به همین دلیل، دهک‌های پایین جامعه از سهم اندکی برخوردار می‌شدند. بنابراین، یکی از مهم‌ترین هدف‌های قانون هدفمندکردن یارانه‌ها، اجرای عدالت و رفع تبعیض در میان افراد جامعه است. همچنین، یارانه‌های پرداختی توسط دولت، سهم اعظمی از بودجه کشور را به خود اختصاص می‌داد و هزینه زیادی را به دولت تحمیل می‌کرد. به همین دلیل، یکی دیگر از هدف‌های این قانون، فرصت مدیریت درست و اصلاح قیمت‌ها می‌باشد.

از آنجایی که حجم یارانه‌های حامل انرژی در کشور در مقایسه با متغیرهایی مانند بودجه دولت و تولید ناخالص داخلی بسیار بالا بود، لذا با هدفمندسازی یارانه‌ها و اصلاح قیمت‌ها منابع شایان توجهی آزاد خواهد شد دولت می‌تواند این منابع را صرف برنامه‌های توسعه‌ای و اجتماعی (به عنوان یکی دیگر از هدف‌های مهم این قانون) نماید. آزادسازی قیمت کالاهای یارانه‌ای اعم از حامل‌های انرژی، موجب شفافیت بیشتر قیمت‌ها در بازار و در نتیجه بهبود خاصیت علامت دهی

در اقتصاد کشور خواهد شد، پس این امر منجر به شفاف سازی اقتصادی، که هدف دیگر این طرح است می شود. (مرکز پژوهش های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۸۷).

پیشینه مطالعات تجربی

در راستای این پژوهش، مطالعاتی در خارج و داخل کشور صورت گرفته که به برخی از آنها اشاره می شود.

هوپ و سینگ (۱۹۹۵) تجربه شش کشور مالزی، غنا، اندونزی، زیمبابوه، کلمبیا و ترکیه را که در دهه ۱۹۸۰ قیمت فرآورده های نفتی را افزایش دادند، بررسی کردند. آن ها آثار افزایش قیمت حامل های انرژی را در بخش های صنعت و خانوار بررسی کرده و در نهایت، آثار آن را بر بخش کلان اقتصاد سنجیدند و دریافتند که در کشورهای مالزی، اندونزی و زیمبابوه افزایش قیمت انرژی بر CPI به واکنش بخش کشاورزی و غذایی، به قیمت انرژی بستگی دارد و چون سهم نهاده انرژی در هزینه بخش کشاورزی اغلب ناچیز است، بنابراین تغییر چندانی در CPI بوجود نمی آورد و تورم موجود در این کشورها بیش تر دارای منشایی غیر از افزایش حامل های انرژی است. این در حالی است که دو کشور غنا و ترکیه تورم بالایی را تجربه کرده اند.

یوری و بوید (۱۹۹۷) در مطالعه ای به ارزیابی اثرهای اقتصادی افزایش قیمت حامل های انرژی در مکزیک پرداختند. آن ها تاثیر افزایش قیمت بنزین و برق را در اقتصاد مکزیک با استفاده از یک مدل تعادل عمومی مورد بررسی قرار دادند، نتایج آن ها نشان دادند که افزایش قیمت سبب کاهش مصرف انرژی به وسیله خانوارها و تولیدکنندگان، کاهش تولید در بخش های تولیدی مصرف کننده این حامل های انرژی، کاهش اثرهای ویرانگر زیست محیطی و در نهایت، افزایش دریافتی های دولت می شود که می توان بخشی از آن را برای بازپرداخت بدهی های خارجی تعدیل آن بکار گرفت.

دابو (۲۰۰۳) به ارزیابی اثرهای یارانه های انرژی بر مصرف و عرضه انرژی در کشور زیمبابوه پرداخت و به این نتیجه رسید که هزینه های انرژی مصرفی خانوارهایی که از سوخت چوب همراه با نفت سفید استفاده می کنند، به مقدار ۲۰/۸٪ بیش تر از خانوارهایی است که از برق (با قیمت یارانه ای) استفاده می کنند. در کل به این نتیجه رسید که به دلیل این که یارانه ها به صورت عمومی و یکسان پرداخت می شود و به حامل های انرژی تعلق می گیرد که کم تر در دسترس خانوارهای فقیر می باشد، در عمل کارایی خود را از دست داده و تنها بار مالی سنگینی برای دولت ایجاد می کنند.

جعفری، اثنی عشری و محنت فر (۱۳۸۴) اثرهای اقتصادی یارانه بنزین بر رشد اقتصادی در ایران را با استفاده از داده های سری زمانی سال های ۱۳۸۱-۱۳۵۰ و الگوی معادله های هم زمان و روش

کمترین مربعات سه مرحله‌ای 3SLS پارامترهای سیستم هم‌زمان را بررسی کردند. نتایج بدست آمده از برآورد سیستم هم‌زمان نشان می‌دهند که در دوره مورد بررسی با این که بین یارانه بنزین و رشد واقعی اقتصادی رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد، اما پارامتر برآورد شده در این زمینه پایین بوده و در سطح ۱۰٪ معنی‌دار است.

حیدری، کاوند و پرمه (۱۳۸۶) تاثیر کاهش یارانه غذایی بر کالری دریافتی خانوارهای ایرانی را با استفاده از روش مدل‌های غیر ساختاری، خودرگرسیون برداری (VAR) و رهیافت هم‌انباشتی، برآورد کرده و به این نتیجه رسیدند که شوک کاهش یک واحد یارانه غذایی بدون جبران درآمد خانوار، در کوتاه مدت اثر منفی شدیدی بر کالری دریافتی خانوار خواهد گذاشت و بیشینه ۵ سال طول خواهد کشید تا خانوارها انتظارات خود را تعدیل کنند.

شریفی، صادقی و قاسمی (۱۳۸۷) به ارزیابی اثرهای تورمی ناشی از حذف یارانه حامل‌های انرژی بکارگیری مدل داده - ستانده قیمتی انرژی در ایران پرداختند. نتایج حاکی از آن است که افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر هزینه تمامی بخش‌ها اثر دارد؛ به گونه‌ای که این تاثیر در بخش‌های صنایع محصولات معدنی غیرفلزی، جنگلداری و صنایع تولید فرآورده‌های نفتی بیش‌تر از دیگر بخش‌ها به چشم می‌خورد و در میان حامل‌های انرژی، اثرهای تورمی افزایش قیمت برق بیش از سایر حامل‌هاست.

خطیب، سیفی پور و رحیمی (۱۳۸۸) آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر صنعت فولاد ایران را تحلیل و بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهند که در صورت افزایش قیمت حامل‌های انرژی آثار مستقیم این سیاست بر هزینه تمام شده صنعت فولاد در هر سال به صورت مشروط قابل تحمل خواهد بود. دلیل مشروط بودن امر این است که اگر بسته سیاستی غیرقیمتی مانند اصلاح فرآیند، بهبود فناوری تولید و اصلاح الگوی مصرف انرژی در واحدهای صنعتی هم‌زمان و به موازات سیاست قیمتی بکار گرفته نشود، به دلیل انباشت آثار تجمعی افزایش قیمت حامل‌های انرژی، احتمال ورشکستگی و تعطیلی واحدهای صنعتی کشور وجود دارد.

رشیدقلم و خلیلیان (۱۳۹۰) آثار حذف یارانه نهاده‌های کشاورزی بر تولید چغندر قند در کشور با استفاده از داده‌های ترکیبی ده استان عمده تولیدکننده چغندر قند کشور در سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۸۶ بررسی کردند. نتایج بدست آمده از تابع تقاضای نهاده‌ها نشان دادند که تقاضای تمامی نهاده‌های بکار رفته در تابع تولید نسبت به تغییرات قیمت آن‌ها کم کشش است و هم‌چنین، نتایج بدست آمده از کشش‌های جزئی حاکی از آن است که از دو نهاده آب و کود شیمیایی به گونه غیر بهینه و در ناحیه سوم تولیدی استفاده می‌شود. بنابراین، حذف یارانه، کمکی

به کاهش مصرف و زیان‌های زیست محیطی از آنها نمی‌کند، اما می‌تواند بار مالی سنگینی را از دوش دولت بردارد، بدون آن که تاثیر منفی بر تولید بگذارد.

حسینی نسب و حاضری نیروی (۱۳۹۱) اثر اصلاح یارانه انرژی بر تولید ناخالص داخلی و تورم را بر اساس سناریوهای قانون مصوب مجلس سال ۱۳۸۹ به گونه کمی و با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه پذیر استاندارد مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهند که افزایش قیمت حامل‌های انرژی بدون بازتوزیع درآمد موجب کاهش معنی دار تولید کل، نرخ اشتغال و افزایش نرخ تورم می‌شود.

روش پژوهش

متغیرهای پژوهش

متغیرهای این پژوهش شامل شاخص سهام صنعت قند و قیمت‌های نسبی حامل‌های انرژی بکار رفته در صنعت قند و همچنین متغیر مجازی هدفمند کردن یارانه‌ها می‌باشند که به صورت زیر استفاده می‌شوند:

شاخص سهام صنعت قند

شاخص سهام گروه قند و شکر کشور که از بورس اوراق بهادار تهران گرفته شده و در این پژوهش از بازده آن استفاده می‌شود، اگر شاخص سهام را S بنامیم، آن گاه بازده شاخص سهام S_t این گونه محاسبه می‌شود:

$$Rs = (\log(s) - \log(s(-1))) \times 100 \quad (\text{رابطه ۱})$$

که در آن S شاخص سهام در دوره کنونی و $S(-1)$ شاخص سهام در یک دوره قبل آن می‌باشد.

هزینه نسبی حامل‌های انرژی (گاز طبیعی) (p_g) و مازوت (p_m)

با توجه به توسعه کارخانه‌های قند و شکر در طول دوره موردنظر این پژوهش یعنی ۸۳/۱۰/۱۴ تا ۹۱/۱۲/۲۹ بتدریج از مصرف مازوت (نفت کوره) کاسته و بر مصرف گاز طبیعی افزوده شده است. مقدار و نسبت مصرف هر یک از این دو حامل انرژی مورد استفاده در صنعت قند بر اساس آمار گرفته شده از انجمن صنفی کارخانه‌های قند و شکر ایران در جدول ۱ آورده شده است. ترکیب قیمت بر اساس نسبت وزنی مقادیر مصرفی مازوت و گاز طبیعی سالانه صنعت قند به صورت زیر تعریف شده است:

$$\text{رابطه (۲)} \quad ((p_g \times x_g) + (p_m \times x_m))$$

x_m و x_g مقدار نسبی مصرف گاز و مازوت را در هر سال و نیز p_m و p_g به ترتیب قیمت اسمی سالانه گاز طبیعی و مازوت را نشان می دهند.

برای بدست آوردن ترکیب قیمت نسبی این دو حامل انرژی، فرمول بالا را بر نرخ تورم ماهانه کشور (p_0) تقسیم می کنیم تا هزینه نسبی حامل های انرژی به قیمت ثابت بدست آید (p):

$$\text{رابطه (۳)} \quad p = \frac{(p_g \times x_g) + (p_m \times x_m)}{p_0}$$

با توجه به این که افزایش قیمت حامل های انرژی یکی از مهم ترین هزینه ها در بخش تولید می باشد، ترکیب بدست آمده بالا را هزینه نسبی حامل های انرژی می نامیم.

معرفی مدل ها

مدل GARCH

اشکال مدل ARCH اولیه این بود که بیش تر شبیه میانگین متحرک بود تا خود رگرسیون. به همین دلیل ایده جدید توسط بولرسلو در سال ۱۹۸۶ ارائه شد که مانند خودرگرسیون شامل واریانس شرطی بود و ARCH تعمیم یافته نامیده شد. مدل عمومی $GARCH(p, q)$ به صورت زیر است:

$$\text{رابطه (۴)} \quad Y_t = \alpha + \beta'x_t + u_t$$

$$\text{رابطه (۵)} \quad u_t | \Omega_t \sim iid N(0, \delta^2)$$

$$b_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i b_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j}^2 \quad u_t | \Omega_t \sim iid N(0, \delta^2)$$

مقدار واریانس به هر دوی مقادیر شوک (جزء میانگین متحرک MA) که وقفه جزء مجذور باقی مانده هاست و هم مقادیر گذشته واریانس (جزء خودرگرسیون AR) که به وسیله وقفه b_t نشان داده شده، وابسته است (آستریو، ۲۰۰۶).

مدل GARCH-M

مدل GARCH-M نشان می دهد که میانگین شرطی به واریانس شرطی خودش وابسته است. برای مثال، سرمایه گذارانی که ریسک گریز هستند به شرطی حاضر به انجام ریسک هستند که

سرمایه‌گذاری آن‌ها سود زیادی داشته باشد. سود با ریسک رابطه‌ای مستقیم دارد و هر چقدر سرمایه‌گذاری ریسکی بالاتر داشته باشد، باید سودی بیش‌تر نیز داشته باشد. اگر ریسک به‌وسیله نوسان یا واریانس شرطی نشان داده شود، پس واریانس شرطی باید در تابع میانگین شرطی قرار گیرد. (آستریو، ۲۰۰۶)

$$y_t = \alpha + \beta'x_t + \theta b_t + u_t \quad \text{رابطه (۶)}$$

$$u_t | \Omega_t \sim iid N(0, \delta^2)$$

$$b_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i b_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j}^2 \quad \text{رابطه (۷)}$$

نوع دیگر GARCH-M مدلی است که شامل ریسک می‌باشد، نه به وسیله واریانس بلکه با استفاده از انحراف استاندارد سری‌های زمانی که به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$y_t = \alpha + \beta'x_t + \theta \sqrt{b_t} + u_t \quad \text{رابطه (۸)}$$

$$u_t | \Omega_t \sim iid N(0, \delta^2)$$

$$b_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i b_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j}^2 \quad \text{رابطه (۹)}$$

نتایج و بحث

پس از بررسی روند زمانی متغیرهای موردنظر در این پژوهش، ابتدا آزمون‌های مانایی بر روی متغیرهای بازده شاخص سهام صنعت قند و قیمت نسبی حامل‌های انرژی انجام داده و پس از انجام آزمون ناهمسانی واریانس بر روی بازده شاخص سهام صنعت قند و اطمینان پیدا کردن از ناهمسان بودن واریانس آن، مدل بهینه پس از برآورد مدل‌های گوناگون GARCH انتخاب می‌کنیم. در بخش پایانی آزمون‌های تشخیص برای مدل بهینه انجام می‌دهیم.

نتایج آزمون مانایی بر روی متغیرهای پژوهش

نتایج آزمون مانایی نشان می‌دهند که بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته، آزمون KPSS و آزمون فیلیپس-پرون؛ هر دو متغیر بازده شاخص سهام صنعت قند و هزینه نسبی حامل‌های انرژی در سطح مانا هستند. جدول‌های ۲ و ۳.

برآورد مدل

برای برآورد مدل، برای این که بدانیم مدل ما از راه مدل های ARCH و GARCH قابل بررسی است، ابتدا ناهمسانی واریانس را در متغیر بازدهی شاخص سهام بررسی می کنیم. برای این کار بازدهی شاخص سهام را در مورد یک دوره پیش از خود از برآورد می کنیم و برای بررسی ناهمسانی واریانس از سه آزمون وایت، بریوش- پیگن- گاد فری و آزمون اثر آرچ استفاده می کنیم. جدول ۴.

استفاده از متغیر مجازی (Sub)

ابتدا تاثیر هدفمندکردن یارانه ها را با تعریف یک متغیر مجازی بر بازده شاخص سهام صنعت قند برآورد می کنیم. با توجه به اجرای سیاست هدفمندکردن یارانه ها از مورخه ۸۹/۹/۲۸ از یک متغیر مجازی برای بررسی اثرهای آن استفاده می کنیم. $d = 0$ برای پیش از هدفمندی و $d = 1$ برای پس از آن. برای انجام آن یک بار متغیر مجازی را در معادله میانگین و یک بار در معادله واریانس قرار داده و اثرهای آن را بررسی کرده و در هر حالت با توجه به معیارهای انتخاب مدل (SBC, AIC) مدل مناسب را انتخاب خواهیم کرد. نتایج برآورد مدل های گوناگون به صورت خلاصه در جدول ۵ آورده شده است و پس از آن مدل های انتخاب شده توضیح داده شده اند.

در حالت نخست، مدل $GARCH(1,1)$ به عنوان مدل بهینه انتخاب شده که در آن ضریب متغیر مجازی در معادله میانگین منفی و از نظر آماری تقریباً در سطح ۵٪ معنی دار است و نشان دهنده تاثیر منفی سیاست هدفمندکردن یارانه ها بر بازده شاخص سهام صنعت قند می باشد. با توجه به این که ضریب $GARCH$ مثبت و از نظر آماری قابل قبول است، می توان گفت که واریانس بازده شاخص سهام صنعت قند نه تنها دارای وقفه بوده و تابعی از شوک دوره گذشته می باشد بلکه تابع واریانس دوره پیش از خود نیز می باشد.

$$Rs_t = 0.000156 + 0.156Rs_{t-1} - 0.000905sub + u_t$$

(0.90) (7.20) (-2.97)

$$b_t = 0.000799 + 1.161u_{t-1}^2 + 0.026b_{t-1} + v_t$$

(52.09) (24.56) (1.94)

در حالت دوم، مدل $GARCH-M(1,1)$ به عنوان مدل بهینه انتخاب شده که در آن ضریب متغیر مجازی در معادله واریانس مثبت و معنی دار است، می توان نتیجه گرفت که هدفمندکردن یارانه ها واریانس بازده شاخص سهام را افزایش داده و ضریب واریانس (نوسان ها) بازده شاخص سهام صنعت قند در معادله میانگین مثبت و در سطح ۵٪ معنی دار بوده که نشان می دهد بازده شاخص سهام صنعت قند تابعی از نوسان های خود می باشد.

$$Rs_t = -0.0023 + 0.324Rs_{t-1} + 21.07b_t + u_t$$

(-2.17) (33.63) (3.64)

$$b_t = 0.000197 + 0.034u_{t-1}^2 - 0.35b_{t-1} + 0.000155sub + v_t$$

(34.78) (8.76) (-9.73) (20.29)

استفاده از متغیر هزینه نسبی حامل‌های انرژی

با توجه به این که سیاست هدفمندی یارانه‌ها با افزایش قیمت حامل‌های انرژی آغاز شد، تاثیر این افزایش قیمت به عنوان یکی از مهم‌ترین هزینه‌های تولید با عنوان هزینه نسبی حامل‌های انرژی، همانند متغیر مجازی به گونه جداگانه بر بازده شاخص سهام صنعت قند بررسی می‌گردد. برای انجام آن یک بار هزینه نسبی حامل‌های انرژی را در معادله میانگین و یک بار در معادله واریانس قرار داده و اثرهای آن را بررسی کرده و در هر حالت با توجه به معیارهای انتخاب مدل (SBC، AIC) مدل مناسب را انتخاب خواهیم کرد. نتایج برآورد مدل‌های گوناگون به صورت خلاصه در جدول ۶ آورده شده است. و پس از آن مدل‌های انتخاب شده توضیح داده شده‌اند. در حالت نخست، مدل GARCH(1,1) به عنوان مدل بهینه انتخاب شده که در آن ضریب هزینه نسبی حامل‌های انرژی در معادله میانگین منفی و از نظر آماری در سطح ۵٪ معنی‌دار است، بنابراین، می‌تواند نشان‌دهنده تاثیر منفی افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر بازده شاخص سهام صنعت قند باشد و با توجه به این که ضریب GARCH مثبت و از نظر آماری قابل قبول است می‌توان گفت که واریانس بازده شاخص سهام صنعت قند نه تنها دارای وقفه بوده و تابعی از شوک دوره پیش می‌باشد بلکه تابع واریانس دوره پیش از خود نیز می‌باشد.

$$Rs_t = 0.00064 + 0.212Rs_{t-1} - 0.00000049P + u_t$$

(0.47) (9.81) (-2.21)

$$b_t = 0.00063 + 0.835u_{t-1}^2 + 0.219b_{t-1} + v_t$$

(36.27) (28.75) (12.63)

در حالت دوم، مدل GARCH-M(1,1) به عنوان مدل بهینه انتخاب شده که در آن ضریب هزینه نسبی حامل‌های انرژی در معادله واریانس مثبت و معنی‌دار است می‌توان نتیجه گرفت که افزایش قیمت حامل‌های انرژی واریانس بازده شاخص سهام را افزایش داده و همچنین، ضریب واریانس (نوسان‌ها) بازده شاخص سهام صنعت قند در معادله میانگین منفی و در سطح ۵٪ معنی‌دار بوده که نشان می‌دهد بازده شاخص سهام صنعت قند تابعی از نوسان‌های خود می‌باشد.

$$Rs_t = 0.0015 + 0.277Rs_{t-1} + 5.55b_t + u_t$$

(7.92) (4.86) (2.56)

$$b_t = 0.00012 + 0.15u_{t-1}^2 - 0.6b_{t-1} + 0.000084P + v_t$$

(8.79) (5.06) (80.72) (6.28)

خلاصه برآورد مدل های گوناگون ARCH و GARCH به شرح زیر است:

- ۱- هدفمند کردن یارانه ها و افزایش هزینه حامل های انرژی ناشی از آن، تاثیر منفی و معنی داری بر میانگین بازده شاخص سهام صنعت قند داشته است.
- ۲- هدفمند کردن یارانه ها و افزایش هزینه حامل های انرژی ناشی از آن، واریانس بازده شاخص سهام صنعت قند را افزایش داده است.
- ۳- واریانس بازده شاخص سهام صنعت قند دارای وقفه بوده و تابع شوک دوره قبل خود بوده است.
- ۴- برای بازده شاخص سهام صنعت قند اثر نامتقارن وجود نداشته و به بیان دیگر، خبر بد و خیر خوب اثری متفاوت بر آن ندارند.

آزمون های تشخیص پس از برآورد

در این بخش از آزمون ناهمسانی واریانس برای تشخیص ناهمسان بودن واریانس و از آزمون خودهمبستگی برای تشخیص وجود خودهمبستگی بین باقی مانده ها و برای تصریح صحیح مدل ها از آزمون رمزی استفاده می شود. نتایج نشان دهنده عدم وجود نا همسانی واریانس، عدم وجود خودهمبستگی و تصریح صحیح مدل ها می باشد. نتایج آزمون های فوق در جدول های ۷ و ۸ آورده شده است.

نتیجه گیری و پیشنهادها

با اجرای سیاست هدفمند کردن یارانه ها و بدنبال آن افزایش سطح عمومی قیمت ها، هزینه ها در بخش تولید و از جمله صنعت قند افزایش یافت. این هزینه ها شامل افزایش قیمت مواد اولیه مانند بذر چغندر قند، سم و کود شیمیایی مصرفی به همراه افزایش دستمزد نیروی کار که هر ساله به وسیله دولت اعمال می شود و همچنین افزایش قیمت حامل های انرژی مورد استفاده در این صنعت افزون بر افزایش هزینه تعمیرات و نگهداری ماشین آلات و دستگاه های بکار رفته و نداشتن امکان توسعه و جایگزینی دستگاه های فرسوده که البته یکی از دلایل آن را می توان تحریم های بین المللی دانست، می باشد و جدا از این موارد، یارانه ای که قرار بود به بخش تولید داده شود، پرداخت نشد که به نظر می رسد مجموعه این عامل ها باعث شده که اجرای سیاست هدفمند کردن یارانه ها اثر منفی بر میانگین بازده شاخص سهام صنعت قند داشته باشد.

با اجرای سیاست هدفمند کردن یارانه ها واریانس بازده شاخص سهام صنعت قند افزایش یافت که دلیل آن را می توان وجود فضای نااطمینانی در بخش تولید کشور دانست زیرا هر چند که در برخی از مقاطع زمانی در دوره مورد بحث در این پژوهش کارخانه های قند سودآور بوده اند و بازده

شاخص سهام آن‌ها مثبت بوده است (زیرا هم‌زمان با افزایش هزینه‌ها قیمت محصول آن‌ها یعنی شکر سفید و محصولات جانبی افزایش یافته‌است)، ولی در کل اجرای این سیاست واریانس بازده شاخص سهام آن‌ها را افزایش داده‌است.

در این راستا با توجه به در پیش بودن مرحله دوم طرح هدفمندکردن یارانه‌ها که ضروری و اجتناب ناپذیر می‌باشد، پیشنهاد می‌گردد که همانند مرحله نخست شتاب‌زده عمل نکرده و ابتدا تمامی جوانب را بررسی کرده و پس از اطمینان از مهیا بودن شرایط و نبود عامل‌های خارجی هم‌چون تحریم‌های بین‌المللی نسبت به اجرای آن اقدام گردد.

منابع

- ابونوری، ا. جعفری صمیمی، ا. و محنت فر، ی. (۱۳۸۵) ارزیابی آثار اقتصادی یارانه بنزین بر میزان مصرف آن در ایران. مجله جستارهای اقتصادی. شماره ۵: ۳۳-۵۸.
- اسدی مهمان‌دوستی، ا. (۱۳۸۸) لزوم و چگونگی اصلاح الگوی مصرف و یارانه‌های فرآورده‌های نفتی و سنجش آثار تورمی آن، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره ۲۰: ۱۶۲-۱۸۵.
- احمدیان، م. (۱۳۷۸) اقتصاد نظری و کاربردی نفت. دانشگاه تربیت مدرس. تهران. پژوهشکده اقتصاد. چاپ دوم.
- جلال آبادی، ا. شفیعی، ا. و شاه حسینی، س. (۱۳۸۵) افزایش قیمت بنزین و چالش‌های پیش روی دولت. مجله مجلس و پژوهش. شماره ۴۹ و ۵۰: ۲۴۱-۲۷۱.
- اظهارنظر کارشناسی درباره طرح نظارت و همگانی در هدفمندکردن یارانه‌ها. (۱۳۸۷) مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.
- جعفری، ا. اثنی عشری، ا. و محنت فر، ی. (۱۳۸۴) اثرهای اقتصادی یارانه بنزین بر رشد اقتصادی در ایران. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی. دوره ۵. شماره ۱۹: ۱۱-۴۴.
- حیدری، خ. کاوند، ح. و پرمه، ز. (۱۳۸۶) تاثیر کاهش یارانه غذایی بر کالری در یلفتی خانوارهای ایرانی. فصلنامه رفاه اجتماعی. سال ۶. شماره ۲۴: ۱۵۹-۱۷۶.
- شریفی، ع. صادقی، م. و قاسمی، ع. (۱۳۸۷) ارزیابی اثرهای تورمی ناشی از حذف یارانه حامل‌های انرژی. پژوهشنامه اقتصادی. دوره ۸. شماره ۴: (۳۱): ۹۱-۱۱۹.
- خطیب، م. سیفی پور، ر. رحیمی، س. (۱۳۸۸) تحلیل آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر صنعت فولاد ایران. فصلنامه علوم اقتصادی. سال سوم. شماره ۹: ۱۸-۳۳.
- رشیدقلم، ص. و خلیلیان، م. (۱۳۹۰) آثار حذف نهاده‌های کشاورزی بر تولید چغندر قند در کشور. نشریه دانش کشاورزی و تولید پایدار. دوره ۲۱. شماره ۲: ۹۵-۱۰۶.

- علی اکبری، م. (۱۳۸۹) اوضاع صنایع پس از هدفمندکردن یارانه ها. روزنامه دنیای اقتصاد. شماره ۲۲۲۶.
- علیزاده، مهدی (۱۳۸۹) درآمدی بر تاثیرات اقتصادی هدفمند کردن یارانه ها. نشریه اقتصاد شهر. سال دوم. شماره ۸.
- حسینی نسب، ا. و حاضری نیری، ه. (۱۳۹۱) تحلیل عمومی محاسبه پذیر از اثر اصلاح یارانه حامل های انرژی بر تورم و تولید ناخالص داخلی. پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی. دوره ۲. شماره ۷: ۶۷-۸۰.
- رازینی، ا. و صبوری دیلمی، م. (۱۳۸۸) بررسی اثرهای اجرای طرح هدفمند کردن یارانه ها بر مصرف بنزین در ایران. فصلنامه مدل سازی اقتصادی. سال سوم. شماره ۲ (۸): ۱۲۳-۱۵۲.
- شریفی زانی، ح. هنرور، ن. و محمدی، م. (۱۳۹۱) بررسی اثرهای بلندمدت حذف یارانه حامل های انرژی (نفت، گاز و برق) بر سطح تولید و تورم در ایران. نشریه انرژی ایران. دوره ۱۵. شماره ۱.
- ملکی، ر. (۱۳۷۸) بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد. تهران. دانشگاه شهید بهشتی.
- Akaike, H. (1970). Statistical Predictor Identification. *Annals of Statistical Mathematics*. 22: 17-23.
- Asteriou, D. (2006). *Applied Econometrics. A Modern Approach Using EViews and Microfit*.
- Ayres, R & Nair, I. (1984). "Thermodynamics and economics, Physics Today". 35: 62-71.
- Berndt, E.R. (1990). "Energy use, Technical Progress and Productivity Growth: A Survey of Economic Issues". *Journal of Productivity Analysis*. 2: 67-83.
- Berndt, E. & Wood, D. (1975). "Technology, prices, and the derived demand for energy". *The Review of Economics and Statistics*. 3: 259-268.
- Cheng, B.S. & Lai, T.W. (1997). "An investigation of co-integration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan". *Energy Econ*. 19: 435-444.
- Bollerslev, T. Engle, R.F. & Nelson, D.B. (1994). ARCH Models in R.F. Engle and D. McFadden (eds.), *Handbook of Econometrics*. IV: 2959-3038.
- Breusch, T. & Pagan, A. (1979). A Simple Test for Heteroskedasticity and Random coefficient Variation. *Econometrica*. 47: 1278-1294.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*. 74: 427-31.

- Durbin, J. & Watson, G. (1950). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression I. *Biometrika*. 37: 409-28.
- Dubo, I. (2003). "Impact of Energy Subsidies on Energy Consumption and Supply in Zimbabwe: Do the Urban Poor Really Benefit?" *Energy Policy*. 31: 1635- 1645.
- Godfrey, L.G. (1978). Testing for Higher Order serial correlation in regression Equation when the regressions contin legged dependent Variables. *Econometrica*. 46: 1303- 1310.
- Hannan, E.J. & Quin, B. (1979). The determination of the order of on Autoregression. *Journal of the royal statistical society*. B14: 1950-50.
- Hope, E. and Singh, B. (1995). "Energy price increases in developing countries". The WorldBank, Policy research department.
- Pindyck, R.S. (1997). "The Structure of World Energy Demand". The MIT Press. Cambridge. MA.
- Ramsey, J.B. (1969). Tests for specification error in classical least squares regressior analysis. *Jurnal of the royal statistical*. B31: 250-271.
- Robert, F. Engle. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*. 50: 987-1008.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Economica*. 48: 817-38.
- Stern, D.I. & Celeveland, C.J. (2004). "Energy and Economic Growth", *Rensselaer Working Papers*. 410-460.
- Uri. N.D. & Boyd, R. (1997). "An Evaluation of the Economic Effects of Higher Energy Prices in Mexico". *Energy Policy*. 25: 205-215.

پیوست‌ها

جدول ۱- مقدار مصرف و قیمت حامل‌های انرژی در سال های دوره مورد نظر
(در مورد سال ۸۹ پیش و پس از اجرای هدفمندی نشان داده شده است)

سال	میزان مصرف		قیمت		ترکیب قیمت اسمی (ریال)
	مازوت (%)	گاز (%)	مازوت (ریال)	گاز (ریال)	
۸۳	۲۵	۷۵	۹۴/۵	۱۳۸/۵	۱۲۷/۵
۸۴	۲۲/۵	۷۷/۵	۹۴/۵	۱۳۸/۵	۱۲۸/۶
۸۵	۲۰	۸۰	۹۴/۵	۱۳۸/۵	۱۲۹/۷
۸۶	۱۷/۵	۸۲/۵	۹۴/۵	۱۵۸/۵	۱۴۷/۳
۸۷	۱۵	۸۵	۹۴/۵	۱۵۸/۵	۱۴۸/۹
۸۸	۱۲/۵	۸۷/۵	۹۴/۵	۱۸۸/۵	۱۵۰/۵
۸۹	۱۰	۹۰	۹۴/۵	۱۸۸/۵	۱۷۹/۱
۸۹	۱۰	۹۰	۲۰۰۳	۷۰۰	۸۳۰/۳
۹۰	۷/۵	۹۲/۵	۲۰۰۳	۷۰۰	۷۹۷/۷
۹۱	۵	۹۵	۲۰۰۳	۷۰۰	۷۶۵/۲

جدول ۲- نتایج آزمون ریشه واحد برای بازده شاخص سهام صنعت قند.

آماره آزمون	آزمون ADF		آزمون PP		آزمون KPSS	
	مقادیر بحرانی (Adj. t-stat)	آماره آزمون	مقادیر بحرانی (t-stat)	آماره آزمون	مقادیر بحرانی (LM-stat)	آماره آزمون
	% ۱	-۳/۵۱	% ۱	-۳/۵۱	% ۱	۰/۷۳
۳۷/۳	% ۵	۲/۸۹	% ۵	۲/۸۹	% ۵	۰/۴۶
-	% ۱۰	۲/۵۸	% ۱۰	۲/۵۸	% ۱۰	۰/۳۴

جدول ۳- نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیر هزینه نسبی حامل های انرژی

آماره آزمون	آزمون ADF		آزمون PP		آزمون KPSS	
	مقادیر بحرانی (Adj. t-stat)	آماره آزمون	مقادیر بحرانی (t-stat)	آماره آزمون	مقادیر بحرانی (LM-stat)	آماره آزمون
	% ۱	-۳/۵۱	% ۱	-۳/۵۱	% ۱	۰/۷۳
-۷/۱۷	% ۵	۲/۸۹	% ۵	۲/۸۹	% ۵	۰/۴۶
	% ۱۰	۲/۵۸	% ۱۰	۲/۵۸	% ۱۰	۰/۳۴

جدول ۴- نتایج آزمون های نا همسانی واریانس برای بازده شاخص سهام صنعت قند

نتایج آزمون	نوع آزمون	F-statistic	Obs*R-squared	Scaled explained
بربوش - پیگن - گادفری		۵/۸۶۵ (۰/۰۱۵۵)	۵/۸۵۴ (۰/۰۱۵۵)	۱۳۷/۴۹ (۰/۰۰۰۰)
وایت		۷/۱۷۵ (۰/۰۰۰۸)	۱۴/۴۲۶ (۰/۰۰۰۸)	۲۳۵/۰۸ (۰/۰۰۰۰)
آرچ		۱۱/۵۱۸ (۰/۰۰۰۷)	۱۱/۴۶۲ (۰/۰۰۰۷)	---

جدول ۵- خلاصه نتایج بدست آمده از برآورد معادله های ARCH و GARCH گوناگون (متغیر مجازی).

متغیر مجازی در	برآورد	AIC	SBC	\bar{R}^2	معنی داری ضرایب
متغیر مجازی در	ARCH(1)	-۶/۱۳	-۶/۱۱	۰/۰۴۱	ضریب متغیر مجازی (-) ضریب ARCH (+)
	GARCH(1,1)	-۶/۱۶	-۶/۱۴	۰/۰۴۵	ضریب متغیر مجازی (-) ضریب GARCH (+)
معادله میانگین	GARCH-M	-۶/۱۳	-۶/۱۱	۰/۰۳۹	ضریب متغیر مجازی (-) ضریب GARCH-M (+)
	TGARCH	-۶/۱۴	-۶/۱۲	۰/۰۵۳	ضریب متغیر مجازی (-) ضریب TGARCH (-)
ادله واریانس	EGARCH	-۶/۱۲	-۶/۱۴	۰/۰۵۹	ضریب EGARCH (+)
	ARCH(1)	-۶/۱۷	-۶/۱۵	۰/۰۶۷	ضریب متغیر مجازی (+) ضریب ARCH (+)
ادله واریانس	GARCH(1,1)	-۶/۱۷	-۶/۱۵	۰/۰۶۹	ضریب متغیر مجازی (+) ضریب GARCH (+)
	GARCH-M	-۶/۲۰	-۶/۲۸	۰/۰۵۶	ضریب متغیر مجازی (+) ضریب GARCH-M (+)
ادله واریانس	TGARCH	-۶/۰۸	-۶/۰۶	۰/۰۶۵	ضریب متغیر مجازی (+) ضریب TGARCH (-)
	EGARCH	-۶/۱۸	-۶/۱۶	۰/۰۶۱	ضریب متغیر مجازی (+) ضریب EGARCH (+)

جدول ۶- خلاصه نتایج بدست آمده از برآورد معادله های ARCH و GARCH گوناگون (هزینه نسبی حامل های انرژی).

معنی داری ضرایب	\bar{R}^2	SBC	AIC	برآورد	هزینه نسبی در
ضریب هزینه نسبی (-) ضریب ARCH (+)	۰/۰۵۰	-۶/۱۴	-۶/۱۶	ARCH(1)	
ضریب هزینه نسبی (-) ضریب GARCH (+)	۰/۰۵۳	-۶/۲۴	-۶/۲۶	GARCH(1,1)	
ضریب هزینه نسبی (-) ضریب GARCH-M (+)	۰/۰۵۷	-۵/۷۲	-۵/۷۴	GARCH-M	معادله میانگین
ضریب هزینه نسبی (-) ضریب TGARCH (-)	۰/۰۶۷	-۶/۱۱	-۶/۱۳	TGARCH	
ضریب هزینه نسبی (-) ضریب EGARCH (+)	۰/۰۶۱	-۶/۱۶	-۶/۱۸	EGARCH	
ضریب هزینه نسبی (+) ضریب ARCH (+)	۰/۰۵۱	-۶/۱۱	-۶/۱۳	ARCH(1)	
ضریب هزینه نسبی (+) ضریب GARCH (+)	۰/۰۶۳	-۶/۱۰	-۶/۱۲	GARCH(1,1)	
ضریب هزینه نسبی (+) ضریب GARCH-M (-)	۰/۰۶۴	-۶/۱۳	-۶/۱۵	GARCH-M	معادله واریانس
ضریب هزینه نسبی (+) ضریب TGARCH (-)	۰/۰۵۸	-۶/۱۲	-۶/۱۴	TGARCH	
ضریب هزینه نسبی (+) ضریب EGARCH (+)	۰/۰۵۳	-۶/۱۲	-۶/۱۴	EGARCH	

جدول ۷- آزمون ناهمسانی واریانس مدل های بهینه.

X ² -statistic	F-statistic	مدل	موارد
۰/۱۲۳ (۰/۷۲۵)	۰/۱۲۳ (۰/۷۲۵)	GARCH(1,1)	متغیر مجازی
۰/۹۲۲ (۰/۳۳۷)	۰/۹۲۲ (۰/۳۳۷)	GARCH-M(1,1)	
۰/۱۴۴ (۰/۷۳۵)	۰/۱۱۴ (۰/۷۳۵)	GARCH(1,1)	هزینه نسبی
۰/۳۶۱ (۰/۵۴۷)	۰/۳۶۱ (۰/۵۴۷)	GARCH-M(1,1)	

جدول ۸- آزمون های تورش تصریح و خودهمبستگی مدل های برآورد زده شده.

خودهمبستگی		تورش تصریح		آزمون
Obs*R-squared	F-statistic	Log-likelihood	F-statistic	
(۰/۰۰۱) ۱۳/۷۲	۶/۸۹ (۰/۰۰۱)	۲/۸۸ (۰/۰۸۹)	۲/۸۸ (۰/۰۸۹)	$Rs_t = Rs_{t-1} + u_t$
(۰/۰۰۲) ۱۱/۸۹	۵/۷۹ (۰/۰۰۲)	۲/۳۴ (۰/۱۲۶)	۲/۳۴ (۰/۱۲۶)	$Rs_t = Rs_{t-1} + sub + u_t$