تاثیر 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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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 ار هزینه‌های دولت را تشکیل می دهد، 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 می باشد، 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 دهک های 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 تقریبا حالت بدهی دایمی 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 بیش‌تر می‌یافت.

همان گونه که اشاره شد، قطعاً اجرای سیاست هدفمندکردن یارانه‌ها تاثیرهایی متفاوت را برجای 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 وروی هم رفته، انرژی در کشور نیاز به گرفتن تصمیم‌های مناسب در زمینه استفاده از منابع انرژی را ضروری می‌سازد.بی گمان، ادامه روند فعلی مصرف انرژی در آینده‌ای نزدیک موجب ایجاد مشکلات عدیده‌ای برای کشور خواهدشد.

مهم‌ترین یارانه پرداختی در ایران یارانه‌ای است که بابت حامل‌های انرژی پرداخت می‌شود. افزایش بی حد و حصر این یارانه و غیرهدفمند بودن آن موجب شده است که در مقاطع گوناگون زمانی تصمیم‌هایی در مورد آن گرفته شود که طبیعتا پیامدهایی را بر اقتصاد کشور بر جای خواهد گذاشت زیرا حامل‌های انرژی یکی از مهم‌ترین نهاده‌های 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 وسطه‌ای 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 می شدند. 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 خواهدشد، پس این امر منجر به شفاف سازی اقتصادی، که هدف دیگر این طرح است می‌شود. (مرکز پژوهش‌های 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 می‌شود.

هوپ و سینگ (۱۹۹۵) تجربه شش کشور مالزی، غنا، اندونزی، زیمبابوه، کلمبیا و ترکیه را که در دهه ۱۹۸۰ قیمت فرآورده‌های نفتی را افزایش دادند، بررسی کردند. آن‌ها آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی را در بخش‌های 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 نمی‌آورد و تورم موجود در این کشورها بیش‌تر دارای منشایی غیر از افزایش حامل‌های انرژی است. این در حالی است که دو کشور غنا و ترکیه تورم بالایی را تجربه کرده‌اند.

یوری و بوید (۱۹۹۷) در مطالعه‌ای به ارزیابی اثرهای اقتصادی افزایش قیمت حامل‌های انرژی در مکزیک پرداختند. آن‌ها تاثیر افزایش قیمت بنزین و برق را در اقتصاد مکزیک با استفاده از یک مدل تعادل عمومی مورد بررسی قرار دادند، نتایج آن‌ها نشان دادند که افزایش قیمت سبب کاهش مصرف انرژی به وسیله خانوارها و تولیدکنندگان، کاهش تولید در بخش های تولیدی مصرف کننده این حامل‌های انرژی، کاهش اثرهای ویرانگر زیست محیطی و در نهایت، افزایش دریافتی‌های دولت می‌شود که می‌توان بخشی از آن را برای بازپرداخت بدهی‌های خارجی تعدیل آن بکار گرفت.

دابو (۲۰۰۳) به ارزیابی اثرهای یارانه‌های انرژی بر مصرف و عرضه انرژی در کشور زیمبابوه پرداخت و به این نتیجه رسید که هزینه‌های انرژی مصرفی خانوارهایی که از سوخت چوب همراه با نفت سفید استفاده می‌کنند، به مقدار ۲۰/۸ ٪ بیش‌تر از خانوارهایی است که از برق (با قیمت یارانه‌ای) استفاده می‌کنند. در کل به این نتیجه رسید که به دلیل این که یارانه‌ها به صورت عمومی و یکسان پرداخت می‌شود و به حامل‌های انرژیی تعلق می‌گیرد که کم‌تر در دسترس خانوارهای فقیر می‌باشد، در عمل کارایی خود را از دست داده و تنها بار مالی سنگینی برای دولت ایجاد می‌کنند.

جعفری، اثنی‌عشری و محنت‌فر(۱۳۸۴) اثرهای اقتصادی یارانه بنزین بر رشد اقتصادی در ایران را با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۵۰ و الگوی معادله‌های هم‌زمان 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 این‌که 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 هم‌انباشتگی، 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 ۱۳۸۶-۱۳۷۹ 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 آن‌که تاثیر منفی بر تولید بگذارد.

حسینی نسب و حاضری نیری (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 می باشند 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 Ss این گونه محاسبه می‌شود:

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

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

هزینه نسبی حامل های انرژی (گازطبیعی (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:

رابطه (۲) $((p_g \times x_g) + (p_m \times x_m))$

x_g و x_m مقدارنسبی مصرف گاز و مازوت را در هر سال و نیز p_g و p_m به ترتیب قیمت اسمی سالانه گازطبیعی و مازوت را نشان می‌دهند.

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

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

با توجه به این که افزایش قیمت حامل‌های انرژی یکی از مهم‌ترین هزینه‌ها در بخش تولید می‌باشد، ترکیب بدست آمده بالا را هزینه نسبی حامل‌های انرژی می‌نامیم.

معرفی مدل ها

مدل GARCH

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

رابطه (۴) $$Y_t = \alpha + \beta' x_t + u_t$$

رابطه (۵) $$u_t \mid \Omega_t \sim iid\ N(0,\delta^2)$$

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

مقدار واریانس به هر دوی مقادیر شوک (جزء میانگین متحرک MA) که وقفه جزء مجذور باقی‌مانده‌هاست 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 می‌دهد که میانگین شرطی به واریانس شرطی خودش وابسته است. برای مثال، سرمایه‌گذارانی 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)

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

$$u_t \mid \Omega_t \sim iid\ N\left(0, \delta^2\right)$$

$$b_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_i b_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \gamma_j u^2{}_{t-j}$$ 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:

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

$$u_t \mid \Omega_t \sim iid\ N\left(0, \delta^2\right)$$

$$b_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_i b_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \gamma_j u^2{}_{t-j}$$ 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 مدل‌های ARCH و GARCH قابل بررسی است، ابتدا ناهمسانی واریانس را در متغیر بازدهی شاخص سهام بررسی می‌کنیم. برای این کار بازدهی شاخص سهام را در مورد یک دوره پیش از خود از برآورد می‌کنیم و برای بررسی ناهمسانی واریانس از سه آزمون وایت، بریوش- پیگن- گاد فری و آزمون اثر آرچ استفاده می‌کنیم. جدول ۴.

استفاده از متغیر مجازی (Sub)

ابتدا تاثیر هدفمندکردن یارانه‌ها را با تعریف یک متغیر مجازی بر بازده شاخص سهام صنعت قند برآورد می‌کنیم. با توجه به اجرای سیاست هدفمندکردن یارانه‌ها از مورخه ۸۹/۹/۲۸ از یک متغیر مجازی برای بررسی اثرهای آن استفاده می‌کنیم. ($d=0$ 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 (AIC، SBC) مدل مناسب را انتخاب خواهیم کرد. نتایج برآورد مدل‌های گوناگون به صورت خلاصه در جدول ۵ 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 متغیر مجازی در معادله میانگین منفی و از نظر آماری تقریبا در سطح ۵٪ معنی‌دار است و نشان‌دهنده تاثیر منفی سیاست هدفمندکردن یارانه ها بر بازده شاخص سهام صنعت قند می‌باشد. با توجه به این‌که 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 گذشته می‌باشد بلکه تابع واریانس دوره پیش از خود نیز می‌باشد.

$$\underset{}{Rs_t} = \underset{(0.90)}{0.000156} + \underset{(7.20)}{0.156}Rs_{t-1} - \underset{(-2.97)}{0.000905}sub + u_t$$

$$b_t = \underset{(52.09)}{0.000799} + \underset{(24.56)}{1.161}u_{t-1}^2 + \underset{(1.94)}{0.026}b_{t-1} + v_t$$

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، می‌توان نتیجه گرفت که هدفمندکردن یارانه‌ها واریانس بازده شاخص سهام را افزایش داده و ضریب واریانس (نوسان‌ها) بازده شاخص سهام صنعت قند در معادله میانگین مثبت و در سطح ۵٪ معنی‌دار بوده که نشان می‌دهد بازده شاخص سهام صنعت قند تابعی از نوسان‌های خود می‌باشد.

$$Rs_t = -0.0023 + 0.324Rs_{t-1} + 21.07b_t + u_t$$
$$(-2.17) \quad (33.63) \quad (3.64)$$

$$b_t = 0.000197 + 0.034u_{t-1}^2 - 0.35b_{t-1} + 0.000155sub + v_t$$
$$(34.78) \quad (8.76) \quad (-9.73) \quad (20.29)$$

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 (AIC، SBC) مدل مناسب را انتخاب خواهیم کرد. نتایج برآورد مدل های گوناگون به صورت خلاصه در جدول ۶ آورده شده است. و پس از آن مدل های 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 این‌که 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.

$$Rs_t = 0.00064 + 0.212Rs_{t-1} - 0.00000049P + u_t$$
$$(0.47) \quad (9.81) \quad (-2.21)$$

$$b_t = 0.00063 + 0.835u_{t-1}^2 + 0.219b_{t-1} + v_t$$
$$(36.27) \quad (28.75) \quad (12.63)$$

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 می توان 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.

$$Rs_t = 0.0015 + 0.277Rs_{t-1} + 5.55b_t + u_t$$
$$(7.92) \quad (4.86) \quad (2.56)$$

$$b_t = 0.00012 + 0.15u_{t-1}^2 - 0.6b_{t-1} + 0.000084P + v_t$$
$$(8.79) \quad (5.06) \quad (80.72) \quad (6.28)$$

خلاصه برآورد مدل‌های گوناگون ARCH و GARCH به شرح زیر است:

۱- هدفمندکردن یارانه‌ها و افزایش هزینه حامل های انرژی ناشی از آن، تاثیر منفی و معنی‌داری بر میانگین بازده شاخص سهام صنعت قند داشته‌است.

۲- هدفمندکردن یارانه‌ها و افزایش هزینه حامل‌های انرژی ناشی از آن، واریانس بازده شاخص سهام صنعت قند را افزایش داده‌است.

۳- واریانس بازده شاخص سهام صنعت قند دارای وقفه بوده و تابع شوک دوره قبل خود بوده‌است.

۴- برای بازده شاخص سهام صنعت قند اثر نامتقارن وجود نداشته و به بیان دیگر، خبر بد و خبر خوب اثری متفاوت بر آن ندارند.

آزمون‌های 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 باقی‌مانده‌ها و برای تصریح صحیح مدل‌ها از آزمون رمزی استفاده می‌شود. نتایج نشان‌دهنده عدم وجود نا همسانی واریانس، عدم وجود خودهمبستگی و تصریح صحیح مدل‌ها می‌باشد. نتایج آزمون‌های فوق در جدول‌های ۷ و۸ آورده شده‌است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با اجرای سیاست هدفمندکردن یارانه‌ها و بدنبال آن افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، هزینه‌ها در بخش تولید و از جمله صنعت قند افزایش یافت. این هزینه‌ها شامل افزایش قیمت مواد اولیه مانند بذر چغندرقند، سم و کود شیمیایی مصرفی به‌همراه افزایش دستمزد نیروی کار که هر ساله به وسیله دولت اعمال می‌شود و هم‌چنین افزایش قیمت حامل‌های انرژی مورد استفاده در این صنعت افزون بر افزایش هزینه تعمیرات و نگهداری ماشین آلات و دستگاههای بکار رفته و نداشتن امکان توسعه و جایگزینی دستگاههای فرسوده که البته یکی از دلایل آن را می‌توان تحریم‌های بین‌المللی دانست، می‌باشد و جدا از این موردها، یارانه‌ای که قرار بود به بخش تولید داده شود، پرداخت نشد که به‌نظر می‌رسد مجموعه این عامل‌ها باعث شده که اجرای سیاست هدفمندکردن یارانه ها اثر منفی بر میانگین بازده شاخص سهام صنعت قند داشته باشد.

با اجرای سیاست هدفمندکردن یارانه‌ها واریانس بازده شاخص سهام صنعت قند افزایش یافت که دلیل آن را می‌توان وجود فضای نااطمینانی در بخش تولید کشور دانست زیرا هر چند که در برخی از مقاطع زمانی در دوره موردبحث در این پژوهش کارخانه‌های قند سودآور بوده‌اند 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 آن ها 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 مهیابودن 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 یارانه های فرآورده های 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 چالش های پیش روی دولت. مجله مجلس و پژوهش. شماره ۴۹ و۵۰: ۲۴۱-۲۷۱.
- اظهارنظر کارشناسی درباره طرح نظارت و همگانی در هدفمندکردن یارانه ها. (۱۳۸۷) مرکز پژوهش های 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 دریلفتی 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 حامل های انرژی بر صنعت فولاد ایران. فصلنامه علوم اقتصادی. سال سوم. شماره ۹: ۱۸-۳۳.
- رشیدقلم، ص. و خلیلیان، م. (۱۳۹۰) آثار حذف نهاده های 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 مدلسازی اقتصادی. سال سوم. شماره۲ (۸): ۱۲۳-۱۵۲.

- شریفی زنانی، ح. هنرور، ن. و محمدی، م. (۱۳۹۱) بررسی اثرهای بلندمدت حذف یارانه حامل‌های 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 Mathmatics. 22: 17-23.

- Asteriou, D. (2006). Applied Econometrics. A Modern Aproach 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. Biometrica. 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 srial 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست‌ها

جدول ۱- مقدار مصرف و قیمت حامل‌های انرژی در سال های دوره مورد نظر
(در مورد سال ۸۹ پیش و پسد 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.

آزمون KPSS			آزمون PP			آزمون ADF		
مقادیر بحرانی (LM-stat)		آماره آزمون	مقادیر بحرانی (t-stat)		آماره آزمون	مقادیر بحرانی (Adj. t-stat)		آماره آزمون
۰/۷۳	٪ ۱		-۳/۵۱	٪ ۱		-۳/۵۱	٪ ۱	
۰/۴۶	٪ ۵	۰/۶۳	۲/۸۹ –	٪ ۵	-۱۴/۶	۲/۸۹ –	٪ ۵	۳۷/۳ –
۰/۳۴	٪ ۱۰		۲/۵۸ –	٪ ۱۰		۲/۵۸ –	٪ ۱۰	

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

آزمون KPSS			آزمون PP			آزمون ADF		
مقادیر بحرانی (LM-stat)		آماره آزمون	مقادیر بحرانی (t-stat)		آماره آزمون	مقادیر بحرانی (Adj. t-stat)		آماره آزمون
۰/۷۳	٪ ۱		-۳/۵۱	٪ ۱		-۳/۵۱	٪ ۱	
۰/۴۶	٪ ۵	۰/۴۶	۲/۸۹ –	٪ ۵	۵/۶۳ –	۲/۸۹ –	٪ ۵	-۷/۱۷
۰/۳۴	٪ ۱۰		۲/۵۸ –	٪ ۱۰		۲/۵۸ –	٪ ۱۰	

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
بریوش – پیگن- گادفری		۵/۸۶۵ (۰/۰۱۵۵)	۵/۸۵۴ (۰/۰۱۵۵)	۱۳۷/۴۹ (۰/۰۰۰۰)
وایت		۷/۱۷۵ (۰/۰۰۰۸)	۱۴/۴۲۶ (۰/۰۰۰۸)	۳۳۵/۰۸ (۰/۰۰۰۰)
آرچ		۱۱/۵۱۸ (۰/۰۰۰۷)	۱۱/۴۶۲ (۰/۰۰۰۷)	---

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

متغیرمجازی در	برآورد	AIC	SBC	$\overline{R}^2$	معنی‌داری ضرایب
معادله میانگین	ARCH(1)	-۶/۱۳	-۶/۱۱	۰/۰۴۱	ضریب متغیرمجازی(-) ضریب ARCH(+)
	GARCH(1,1)	-۶/۱۶	-۶/۱۴	۰/۰۴۵	ضریب متغیرمجازی(-) ضریبGARCH(+)
	GARCH-M	-۶/۱۳	-۶/۱۱	۰/۰۳۹	ضریب متغیرمجازی(-) ضریبGARCH-M(+)
	TGARCH	-۶/۱۴	-۶/۱۲	۰/۰۵۳	ضریب متغیرمجازی(-) ضریبTGARCH(-)
	EGARCH	-۶/۱۲	-۶/۱۴	۰/۰۵۹	---------- ضریب EGARCH (+)
ادله واریانس	ARCH(1)	-۶/۱۷	-۶/۱۵	۰/۰۶۷	ضریب متغیرمجازی(+) ضریب ARCH (+)
	GARCH(1,1)	-۶/۱۷	-۶/۱۵	۰/۰۶۹	ضریب متغیرمجازی(+) ضریبGARCH(+)
	GARCH-M	-۶/۳۰	-۶/۲۸	۰/۰۵۶	ضریب متغیرمجازی(+) ضریبGARCH-M(+)
	TGARCH	-۶/۰۸	-۶/۰۶	۰/۰۶۵	ضریب متغیرمجازی(+) ضریبTGARCH(-)
	EGARCH	-۶/۱۸	-۶/۱۶	۰/۰۶۱	ضریب متغیرمجازی(+) ضریبEGARCH(+)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۶- خلاصه نتایج بدست آمده از برآورد معادله‌های ARCH و GARCH گوناگون (هزینه نسبی حامل‌های انرژی).

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

جدول ۷- آزمون ناهمسانی واریانس مدل های بهینه.

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

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

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