

**دانشــگاه ارومیـه**

**دانشکده اقتصاد و مدیریت**

**گروه اقتصاد**

**پایان­نـامه جهت اخذ درجه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی**

**موضــوع:**

**بررسـی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر مصرف بخش خصوصی در ایران**

**استاد راهنما:**

**دکتر کیومرث شهبازی**

**دکتر یوسف محمدزاده**

**اساتید داور:**

**دکتر سید جمال الدین زنوزی**

**دکتر خلیل جهانگیری**

**تنظیم و نگارش:**

**ریحانه دل افروز**

**مهرماه 1394**

حق چاپ برای دانشگاه ارومیه محفوظ می­باشد.

تقدیم به:

مادر عزيزتر از جانم كه در تمام فراز و نشيبهاي زندگي مرا همراهي نموده و برترين مشوّق براي ادامه تحصيلم بوده­اند و خانواده عزیزم که بهترین پشتوانه­ام هستند.

تقدیر و تشکر:

**اکنون که این رساله را به پایان رساندم شایسته است از همه کسانی که مرا در این راه یاری کرده­اند تشکر نمایم. در ابتدا از اساتید راهنما: جناب دکتر کیومرث شهبازی به عنوان استاد راهنما اول که همواره مرا مورد لطف و محبت خود قرار داده­اند و بی­تردید نمونه­ای از یک انسان فوق­العاده می­باشند و همچنین استاد راهنمای دوم، جناب دکتر یوسف محمدزاده به پاس زحمتات بی­دریغشان کمال تشکر و قدردانی را دارم.**

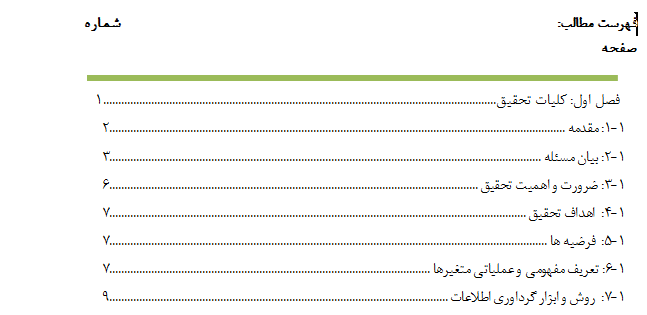
**همچنین از جناب دکتر سید جمال الدین محسنی زنوزی و جناب دکتر خلیل جهانگیری تشکر می­نمایم که فرصت خود را در اختیار ما قرار داده­اند و در جلسه دفاع حاضر شدند و پیشنهادات و نظرات ارزشمندی را ارائه نمودند.**

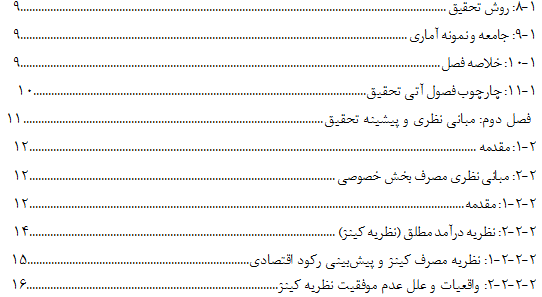
**همچنین از زحمات همه عزیزان و دوستانی که مرا در به انجام رساندن این رساله یاری کرده­اند نهایت تشکر را دارم.**

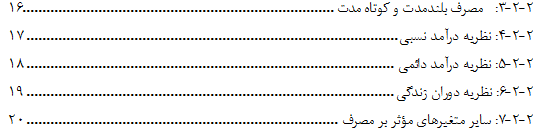
**چکیده:**

تعیین نوع و اندازه اثر نوسانات قیمت نفت بر روی متغیرهای کلان اقتصادی می‌تواند اطلاعات مهمی را در اختیار سیاستگذاران، دولت‌مردان و شهروندان قرار دهد. چرا که در اقتصادهای نفتی نوسانات نفتی (قیمت و درآمد) عامل مهم تلاطم اقتصادی است. هدف این پژوهش بررسی اثر نوسانات قیمت نفت بر روی مصرف بخش خصوصی در ایران طی دوره 1380 الی 1391 با استفاده از داده‌های فصلی است. بدین منظور از الگوی پویای خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شد که نتایج حاکی از وجود رابطه بلند‌مدت بین متغیر وابسته مصرف بخش خصوصی و متغیرهای توضیحی می‌باشد. بر طبق نتایج تخمین تابع مصرف خصوصی، شاخص نوسانات قیمت نفت در بلندمدت تأثیر منفی و معنادار بر مصرف بخش خصوصی داشته و باعث کاهش آن می‌شود. همچنین متغیرهای نشانگر ثروت، هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معنادار بر مصرف بخش خصوصی دارند. ضرورت توجه بیش از پیش سیاست­گذاران و برنامه­ریزان بر عملکرد صندوق توسعه ملی (NDF)، مهم­ترین توصیه سیاستی این پژوهش می‌باشد.

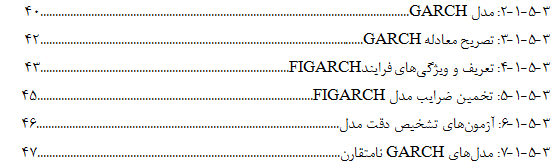
**کلمات کلیدی**: مصرف بخش خصوصی، نوسانات قیمت نفت، الگوی ARDL، EGARCH.

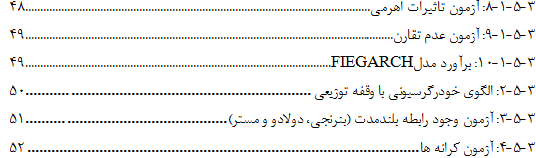










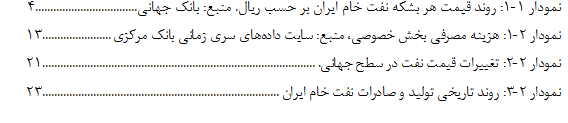


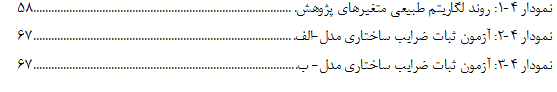


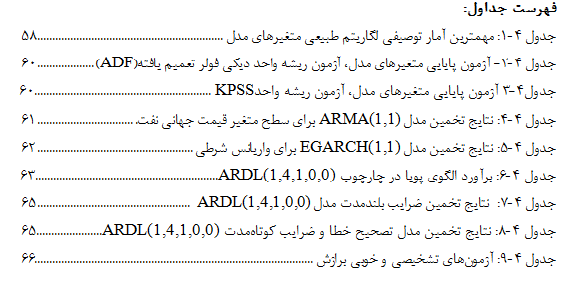
منابع:...........................................................................................................75

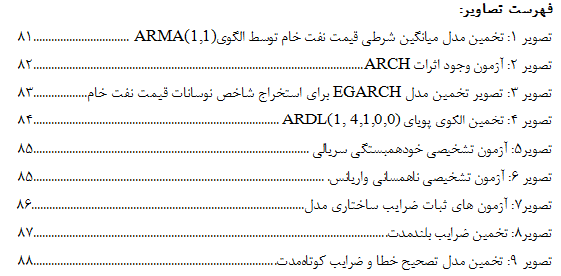
ضمایم:.........................................................................................................81

**فهرست نمودارها:**

****

****

****

****

# فصل اول

# کلیات تحقیق

## مقدمه

نفت به ­عنوان مهم­ترین ماده انرژی­زا در جهان کنونی همواره جایگاه ویژه­ای در اقتصاد جهانی داشته است. این منبع پایان­پذیر دارای دو کارکرد متفاوت در اقتصاد ایران است. از یک‌سو، تأمین‌کننده سوخت موردنیاز برای مصارف داخلی کشور بوده و از سوی دیگر، صادرات آن برای کشور درآمد ارزی حاصل می­کند. به ‌این‌ ترتیب هرگونه نوسان در بهای نفت بر درآمد ارزی حاصل از آن اثر گذاشته و تأثیر عمیقی بر متغیر­های کلان اقتصاد ایران می­گذارد (غیاثوند و یاهو، 1389).

از زمانی که درآمد­های ناشی از نفت در اقتصاد ایران، سهم بالایی از تولید ناخالص داخلی و بودجه­های سالیانه را به خود اختصاص داد، اقتصاد ایران بر پایه­ی اصول یک اقتصاد تک‌ محصولی بنا نهاده شد، که نشان می­دهد قیمت نفت و درآمدهای ناشی از آن، به‌عنوان یک عامل محرک رونق و رکود اقتصادی در ایران به شمار می­آیند، به‌طوری‌که نوسان خارج از کنترل این عامل، بسیاری از متغیر­های اقتصادی را دچار نوسان می­کند. بنابرین بررسی تأثیر تکانه­های نفتی بر متغیر­های کلان اقتصادی ایران به‌عنوان کشور نفت‌خیز و صادر­کننده نفت و کشوری تک ­محصولی، حائز اهمیت است (کمیجانی و اسدی­مهاندوستی، 1389).

اهمیت بررسی اثرات نوسانات قیمت نفت بر متغیر­های کلان اقتصادی به‌ویژه مصرف بخش خصوصی و دولتی با سهم بیش از 50 درصد از تقاضای کل در اقتصاد ایران نقش تعیین‌کننده‌ای در شکل‌گیری تقاضای کل در اقتصاد ایران دارند؛ لذا نوسانات و عوامل مؤثر بر تقاضای کل از اهمیت بالایی برخوردار است و از سوی دیگر، برون­زا بودن نوسانات قیمت و به‌تبع آن درآمد­های حاصل از صادرات نفت، باعث گردیده نوسانات قیمت نفت – به‌عنوان شوک­های برون‌زا - بر متغیر­های کلان اقتصادی به‌ویژه مصرف بخش خصوصی تأثیرگذار باشد؛ میزان تأثیر­پذیری مصرف بخش خصوصی نقش تعیین‌کننده‌ای در نحوه تأثیر­پذیری تقاضای کل اقتصاد از نوسانات قیمت نفت دارد (غیاثوند و یاهو، 1389).

با توجه به ادبیات اقتصادی این‌گونه بیان می­شود که کشور­های دارای منابع طبیعی غنی از جمله نفت و گاز، با صادرات بی­رویه نفت درآمد­های هنگفتی را کسب می­کنند؛ این درآمد­ها ممکن است در یک برهه زمانی خاص ناشی از افزایش ناگهانی قیمت نفت باشد. کسب درآمد­های حاصل از صادرات بی­رویه نفت و افزایش قیمت نفت در این کشور­ها می­شود باعث به وجود آمدن پدیده­ای به نام«بیماری هلندی» می­شود. این واژه برای نخستین بار در سال 1977 توسط نشریه اکونومیست لندن در توصیف این پدیده استفاده شد (صمدی و همکاران، 1388).

در دهه 70 میلادی برخی از کشور­ها ازجمله انگلستان و ایران با این پدیده مواجه شدند همان‌گونه که ذکر شد، افزایش شدید در قیمت نفت باعث کسب درآمد­های هنگفت برای کشور­های صادرکننده آن می­شود که ازجمله پیامد­های آن، تقویت پول کشور موردنظر یا کاهش نرخ ارز می­باشد که می­توان این موضوع را در هر دو سیستم نرخ ارز ثابت و شناور مشاهده کرد.

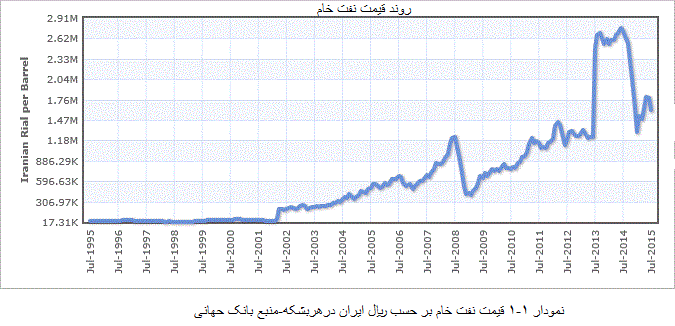
در نظام نرخ ارز ثابت تبدیل دلارهای نفتی به پول محلی باعث افزایش عرضه پول داخلی- نقدینگی- شده و افزایش تقاضا برای محصولات بخش غیرتجارتی باعث افزایش تورم می­شود. نتیجه نهائی در این وضعیت، بالارفتن ارزش واقعی ریال است. یعنی هر دلار در زمانی که ارزش ریال به آن ثابت است ولی قیمتهای داخلی افزایش می­یابد، قدرت خرید کمتری در اقتصاد ایران خواهد داشت. اگر نرخ ارز شناور باشد، افزایش عرضه دلار باعث بالارفتن ارزش ریال خواهد شد و به جای افزایش تورم، ارزش ریال بیشتر می­شود. در هردو حالت، بیشتر شدن ارزش ریال- چه ارزش واقعی و یا ارزش اسمی ممکن است توان رقابتی بخش صادرات غیرنفتی را در بازارهای دیگر کاهش ­دهد.

بنابراین اگر سیستم نرخ ارز ثابت باشد یا توسط دولت کنترل شود، ورود ارز خارجی به داخل کشور باعث افزایش حجم پول شده که این موضوع افزایش نقدینگی و درنهایت انبساط تقاضا و افزایش قیمت­ها را در پی خواهد داشت همچنین، افزایش ارزش پول داخلی باعث افزایش قیمت کالا­های قابل واردات شده که درنهایت، لطمه دیدن تولید­کنندگانی که در این شاخه فعالیت می­کنند را به دنبال دارد، زیرا افزایش تورم داخلی باعث افزایش هزینه تولید­کنندگان می­شود و از سوی دیگر، کالایی را تولید می­کنند که رقیب خارجی ارزان‌تر تولید می­کند، درنتیجه درصحنه بین­المللی توان رقابتی خود را از دست‌داده و دچار رکود می­شوند که این موضوع خود رکود اقتصادی، بیکاری و تورم بالا را در این کشور­ها در پی خواهد داشت که به دنبال آن مصرف بخش خصوصی نیز از این تغییرات تأثیر می­پذیرد، بحث مشکلات به‌جای مانده از افزایش قیمت­های نفت و سرازیر شدن دلار­های نفتی و تزریق به اقتصاد­های اغلب سنتی کشورهای صادرکننده نفت، موجب ترس از ابتلا به بیماری هلندی شده است . این پدیده از تزریق درآمد­های حاصل از افزایش قیمت کالا­های صادراتی یا دریافت وام و تسهیلات خارجی و آثار مخرب آن‌ها بر دیگر بخش­های اقتصادی ایجاد می­شود (کوردن و همکاران[[1]](#footnote-1) (1982)، و نیری و همکاران[[2]](#footnote-2) (1986)، بنابرین نوسانات قیمت نفت از طریق کانال­های یادشده بر مصرف بخش خصوصی تأثیر می­گذارد.

## بیان مسئله

مطالعه درباره نفت در ایران و تأثیرات آن بر بخش­های دیگر اقتصادی مسئله­ای بسیار مهم و گسترده است که در حوزه­های دیگر مثل جامعه­شناسی، علوم سیاسی و حتی مسائل فنی نیز گسترش‌ یافته است؛ این مسئله به دلیل اهمیت این بخش از اقتصاد ملی و تأثیرپذیری آن از جهان اطراف در شرایط بحرانی و حتی غیر بحرانی است. تأثیر نوسانات قیمت نفت امروزه برای هر ایرانی مهم است (اقبالی و همکاران، 1383). قیمت نفت در سالیان متمادی دچار نوسان بوده، همان‌گونه که در نمودار زیر نمایان است.

نمودار ‏1-1: روند قیمت هر بشکه نفت خام ایران بر حسب ریال



منبع: بانک جهانی سال2015

براي كشورهاي صادركننده­ي نفت، درآمد­هاي حاصل از فروش نفت، منبع بسيار مهمي از درآمد­هاي مالي و ارزي دولت­ها را تشكيل مي­دهد. وابستگي اين درآمد­ها به قيمت نفت در بازار جهاني و به عبارتي برون­زا بودن آن را مي­توان دليلي بر بروز نااطمینانی و بي­ثباتي در سیاست گذاری­های اقتصادی دانست. بنابراين مي­توان گفت كه هرگونه نوسان و بي­ثباتي در بازار جهاني نفت به بروز عدم تعادل و حتي بحران منجر مي­شود (جهادی و علمی،1390).

ایران چهارمین تولید­کننده در میان سازمان کشور­های صادرکننده­ی نفت خام (OPEC[[3]](#footnote-3)) می­باشد، به‌طوری‌که بر اساس اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، 10 تا 80 درصد کل درآمد صادرات و 30 تا 60 درصد بودجه­ی سالیانه­ی دولت، از صادرات نفت تأمین شده است؛ به‌علاوه فروش نفت، بالغ ‌بر 50 درصد((GDP[[4]](#footnote-4) ایران است؛ بر این اساس اقتصاد ایران به‌صورت گسترده­ای به صادرات نفت خام وابسته بوده و شوک بازار­های جهانی نفت می­تواند اثری بزرگ بر ساختار اقتصادی ایران داشته باشد (قنبری و همکاران، 1390).

قيمت نفت در طول چند دهه­ي گذشته نوسانات چشمگيري داشته است؛ اين نوسانات تأثير گوناگوني بر اقتصاد كشور­هاي مختلف، اعم از وارد­كنندگان و صادر­كنندگان نفت داشته است؛ اقتصاد كشور ما نيز از اين امر مستثنا نبوده است؛ آمار و اطلاعات موجود در كشور بيانگر اين واقعيت است كه صدور نفت خام براي ساليان متمادي باعث وابستگي اقتصاد كشور به درآمد­هاي ارزي حاصل از فروش اين ماده شده، به‌طوری‌که كليه فعاليت­هاي اقتصادي ازجمله فعاليت بخش­هاي صنعت، كشاورزي و خدمات، به‌طور مستقيم و غير­مستقيم به صادرات و درآمد اين محصول ارتباط پيدا نموده است (نعمت الهی و مجدزاده­ طباطبایی، 1390).

آکانی[[5]](#footnote-5) (2008 ) ثروت نفت و افزايش درآمد­هاي حاصل از اجاره يا فروش آن را بلايي اقتصادي براي كشور­هاي توليد­كننده نفت دانسته است؛ بدين ترتيب كه افزايش قيمت نفت سبب تحريك هر دو طرف عرضه و تقاضا در اقتصاد­هاي وابسته به نفت مي­شود، ولي به دليل سيستم­هاي حمايتي بخش انرژي و پرداخت يارانه دولت در اين بخش و كالا­هاي اساسي، موجب افزايش هزينه­ها در فعاليت­هايي كه انرژي به‌عنوان نهاده توليد منظور مي­شود، نخواهد شد (غفاری و مظفری، 1389).

از آنجا که قيمت و مقدار فروش نفت در اين اقتصاد­ها يك متغير برون­زا تلقي مي­شود و تعيين ميزان آن­ها خارج از حيطه اقتصاد ملی قرار داشته و از سوي ديگر فعاليت­هاي كلان اقتصادي نسبت به شوك­هاي نفتي از حساسيت ويژه­اي برخوردارند، لذا هرگونه نوسان در آن مي­تواند اقتصاد ملي را تحت تأثير قرار دهد؛ ازجمله اين نوسانات تغييرات در شاخص قيمت كالا و خدمات، سطح توليد كه تا اندازه زيادي تحت تأثیر فعالیت‌های بخش دولتي قراردارد، تغييرات در هزينه­هاي توليد، تغيير در تراز جاري و تغيير در نرخ ارز ناشي از تغيير در ذخاير ارزي در يك نظام نرخ ارز ثابت مي­باشد؛ همچنين بي­ثباتي بازار نفت، برنامه­ريزي و سياست­ گذاري بلند­مدت بر اساس درآمد­هاي نفتي را ناممكن خواهد ساخت (نعمت­ الهی و مجدزاده طباطبایی، 1390)

با توجه به تأثیرگذاری نوسانات قیمت نفت بر روی درآمد­های نفتی کشور که متغیر­هایی از جمله مصرف را تحت تأثیر قرار می­دهد، بطوریکه در اقتصاد كلان رفتار و عادات مصرفي افراد و خانوار­هاي مختلف در مصرف بخش خصوصی بررسی می­شود. در شرایط عادي، با افزايش درآمد، مصرف نيز افزایش مي­يابد و با گسترش طيف مصرف كالا­ها و خدمات، بر ميزان رفاه افزوده مي­شود. اما در شرايط ركود و تقليل درآمد­هاي حقيقي، مصرف به‌طور معكوس تحت تأثير قرار مي­گيرد؛ اما لزوماً به دليل چسبندگي مصرف، به سطح قبلي بر­نمي­گردد (امامقلی­پور و عاقلی، 1391).

مصرف یکی از اجزاء تشکیل‌دهنده تولید ­ناخالص­ ملی اقتصاد هر کشور می­باشد که درصد قابل‌توجهی از درآمد ملی را به خود اختصاص می­دهد، برای همین منظور لازم است اجزاء مؤثر بر مصرف و شکل تابع مصرف برای هر اقتصاد شناخته شود؛ چرا که با پیش­بینی مقدار مصرف هر جامعه می­توان به مقدار پس­انداز آن جامعه پی برد، در نتیجه سرمایه­گذاری آن اقتصاد را پیش­بینی کرد و همچنین دسترسی به متغیر و همچنین دسترسی به متغیر­های مربوط به مصرف زمینه لازم را جهت بررسی­های اقتصادی در سطح اقتصاد ملی فراهم می­آورد و پاره­ای از اطلاعات لازم را برای برآورد مصرف ملی تجهیز می­نماید و با پیش­بینی مقدار مصرف جامعه می­توان مقدار پس­انداز و در نتیجه مقدار سرمایه­گذاری را پیش­بینی کرد، در طول دوره­ی پیش و پس از انقلاب اسلامی به ترتیب حدود 43 درصد و60 درصد از محصول ناخالص داخلی را مصرف بخش خصوصی تشکیل داده است و با توجه به سهم عمده و رو به افزایش مصرف بخش خصوصی در اقتصاد کشور تحلیل این بخش از تقاضای کل اهمیت بسیاری دارد (رجایی و احمدی، 1391).

## ضرورت و اهمیت تحقیق

نحوه استفاده از فواید حاصل از منابع طبیعی، ازجمله نفت، همواره مورد توجه سیاستمداران، متخصصان اقتصادی و سیاسی بوده است. عملکرد کشور­های مختلف برخوردار از منابع طبیعی، نشان می­دهد این ثروت عظیم می­تواند هم مفید و هم مخرب باشد؛ برای مثال، ثروت حاصل از فروش نفت خام برای کشور توسعه‌یافته‌ای همچون نروژ به‌مثابه موهبت و نعمت عمل کرده و به شکوفایی اقتصادی و افزایش رفاه ساکنان این کشور کمک کرده است؛ همچنین این ثروت در کشور­های کمتر توسعه­ یافته­ای از قبیل نیجریه، عراق، ونزوئلا، به‌مثابه نوعی بلا عمل کرده و عملکرد سیاسی و اقتصادی آن را تحلیل برده است. آنچه پیرامون منابع طبیعی حائز اهمیت می­باشد، نحوه مدیریت درآمد­های حاصله است؛ درنتیجه مدیریت نادرست درآمد­های حاصله از منابع طبیعی، این درآمد­ها، نه‌تنها به رشد اقتصادی بیشتر منجر نشده، بلکه اثرات سوء اقتصادی بر­جای خواهد گذاشت.

الاتيبي[[6]](#footnote-6) ( 2006)، بيان مي­كند كه به ازاي يك درصد افزايش در قيمت نفت، بودجه­ي دولت­هاي عضو سازمان همكاری­هاي خلیج ‌فارس (GCC[[7]](#footnote-7))را در سال پيش رو بيش از سال جاري تحت تأثير قرار مي­دهد؛ از طرفي ديگر، دولت­هايي كه خود را به ‌نوعی صاحبان درآمد­هاي كلان نفتي مي­دانند، در واقع از رانت عظيم نفتي بهره مي­برند. تمايلات رانت­خواری در اين كشور­ها نه‌تنها رشد اقتصادی را به تعويق مي­اندازد بلكه منجر به تقويت بخش دولتي و تضعيف بخش خصوصی مي­گردد (جهادی و علمی، 1390).

آنچه ما را در این میان به تکاپو وا‌ می‌دارد تأثیر نوسانات نفتی بر متغیر مصرف بخش خصوصی است، شناخت ویژگی­های رفتار مصرف بخش خصوصی به‌عنوان جز غالب متغیر مصرف جمعی در اقتصاد ایران و داشتن درک درست و جامع از رفتار این متغیر در مواجهه با شرایط مختلف اقتصادی اهمیتی اساسی و نقشی ویژه در سیاست­ گذاری­های کلان اقتصاد کشور دارد.

نفت به‌عنوان مهم‌ترین عامل مؤثر بر ­درآمد ­ملی و با توجه به اینکه سهم بالایی از بودجه سالانه را به خود اختصاص داده است، تدوین برنامه­های توسعه اقتصادی-اجتماعی و تنظیم بودجه­های سالانه­ی کشور و طراحی سیاست­های مناسب برای حفظ تعادل و ثبات اقتصادی، مستلزم شناخت، بررسی و انجام پیش­بینی­های دقیق از میزان تأثیر گذاری نوسانات قیمت نفت بر متغیر­های کلان اقتصادی است؛ به‌طوری‌که برنامه­ریزان بتوانند به هنگام بروز نوسانات نفتی، سیاست­های صحیحی را اتخاذ نمایند و تأثیر آن را بر متغیر­های کلان به‌خصوص مصرف بخش خصوصی به حداقل ممکن کاهش دهند؛ بنابراین بررسی استدلالی تأثیر نوسانات نفتی بر مصرف بخش خصوصی ایران، به‌عنوان کشوری نفت‌خیز و صادر­کننده نفت و کشوری تک­محصولی، حائز اهمیت است.

## اهداف تحقیق

هدف از انجام این تحقیق بررسی تأثیر افزایش و کاهش قیمت نفت خام بر مصرف بخش خصوصی در کشور ایران که به‌عنوان صادر­کننده عمده نفت خام است.

## فرضیه­ها

1. نوسانات قیمت نفت خام بر مصرف بخش خصوصی در ایران در بلند­مدت تأثیر منفی و معنی­داری دارد.

2. نوسانات قیمت نفت خام بر مصرف بخش خصوصی در ایران در کوتاه­مدت تأثیر منفی و معنی­داری دارد.

## تعریف متغیر­ها

- **شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی[[8]](#footnote-8)**: شاخص بهاي کالاها و خدمات مصرفي يکي از انواع شاخص‌هاي قيمت است که معيار سنجش تغييرات قيمت مقدار ثابت و معيني از کالاها و خدمات مصرفي خانوارهاي شهرنشين بوده و وسيله‌اي است براي اندازه‌گيري سطح عمومي قيمت‌ها در بازار خرده فروشي و يکي از بهترين ابزارهاي سنجش نرخ تورم و قدرت خريد پول کشور مي‌باشد.

**درآمد قابل­تصرف**[[9]](#footnote-9): درآمدی است، که فرد می‌­تواند، به مصرف و پس‌انداز، تخصیص دهد و مقدار آن، از طریق کسر نمودن درآمد شخصی، از مالیات بر درآمد، به دست می‌آید؛ در حوزه کلان، درآمد قابل­تصرف؛ با اضافه کردن تمام انتقالات جاری دریافتنی، به‌جز انتقالات اجتماعی غیر نقدی و کسر کردن تمام انتقالات جاری پرداختنی، به‌جز انتقالات اجتماعی غیر نقدی، به درآمد اولیه یک واحد تجاری، یا بخش نهادی، به دست می‌­آید. درآمد قابل­تصرف، قلم تراز کننده حساب توزیع ثانویه درآمد است.

**شاخص[[10]](#footnote-10) بازده نقدی و قیمت سهام**: نشان دهنده تغییرات قیمتی و بازده نقدی سهام در بورس اوراق بهادار می­باشد، بعبارتی نشان دهنده تغییرات بازدهی کل سرمایه­گذاری در بورس اوراق بهادار می­باشد و بوسیله آن می­توان فرصت سرمایه­گذاری در بورس اوراق بهادار را با دیگر بازارها مقایسه نمود.

**پس‌انداز**[[11]](#footnote-11): پس‌انداز عبارت است از درآمد قابل­تصرف منهای هزينه­‌های مصرف نهایی (يا درآمد قابل­تصرف تعدیل‌شده منهای مصرف نهایی واقعی). پس‌انداز به‌عنوان يکی از اقلام مهم مي­‌تواند برای هريک از بخش‌­های نهادی و يا برای کل اقتصاد محاسبه شود.

**نوسانات قيمت**: افزایش یا کاهش ناگهانی قیمت نفت را نوسان قیمت نفت گویند؛ نوسانات قيمت نفت يكي از عوامل اصلي بسياري از بحران­هاي اقتصادي در ميان كشور­هاي واردكننده و صادركنند­ه­ي نفت است. به همين جهت، بررسي اثر تكانه­هاي قيمت نفت بر اقتصاد كشور­­­هاي صادركننده­ي نفت كه در آن، درآمد حاصل از صدور نفت به عنوان موتور محركه­ي اقتصاد شناخته مي­شود، ضروري است.

**مالیات[[12]](#footnote-12):** مالیات مبلغی است که افراد و مؤسسات برای تأمین بخشی از هزینه­ها و تحقق برخی از اهداف دولت می­پردازند و معمولاً متناسب با میزان درآمد ، و یا ثروت آن ها تعیین می گردد، که دولت­ها مالیات را برای رسیدن به اهدافی وضع می­کنند.

**تولید ناخالص داخلی[[13]](#footnote-13):** یکی از مقیاس‌­های اندازه‌گیری در اقتصاد است؛ تولید ناخالص داخلی در برگیرنده ارزش مجموع کالا­ها و خدماتی است که طی یک دوران معین، معمولاً یک سال، در یک کشور تولید می‌شود؛ در این تعریف منظور از کالاها و خدمات نهایی، کالا و خدماتی است که در انتهای زنجیر تولید قرار گرفته‌اند و خود آنها برای تولید و خدمات دیگر خریداری نمی‌شوند.

**عرضه پول[[14]](#footnote-14)**: به مقدار پول موجود در اقتصاد هر کشور عرضه پول اطلاق می­شود. در حقیقت تعریف دقیقی برای عرضه پول وجود ندارد. خصیصه­ی اصلی پول آن است که عموماً به عنوان یک وسیله پرداخت پذیرفته شده باشد، لیکن این ویژگی نمی­تواند تعریف جامعی از عرضه واقعی پول به دست دهد. از آنجا که اسکناس و سکه وسایل پذیرفته شده پرداخت محسوب می­شوند، لذا بی شک بخشی از عرضه پول را تشکیل می­دهند. افزون بر این، سپرده دیداری نزد بانک­ها هم، که با چک قابل برداشت هستند و در تسویه بدهی به کار می­آیند، خود بخشی از عرضه پول به شمار می­روند. این دو جزء روی هم­رفته تعریف محدودی از عرضه پول به دست می­دهند.

**ثروت:** بر اساس اثر پيگو، كاهش (افزايش) ثروت حقيقي جامعه منجر به كاهش (افزايش) مصرف مي­شود؛ به عنوان‌ مثال افزايش (كاهش) سطح عمومي قيمت­ها، منجر به كاهش (افزايش) ثروت حقيقي و كاهش (افزايش) مصرف مي­شود.

## روش و ابزار گرداوری اطلاعات

تحقیق حاضر از لحاظ ماهیت و روش توصیفی و از نظر هدف کاربردی است؛ در این تحقیق برای جمع­آوری مباحث تئوریک، از روش کتابخانه­ای (کتب و مقالات، اسناد کاوی و فیش‌برداری )، مقالات علمی و گزارشات رسمی استفاده خواهد شد. برای گردآوری داده­های مورد نیاز، از سری­های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سالنامه­های آماری سال­های مختلف مرکز آمار ایران ­استفاده خواهد شد.

## روش تحقیق

در این تحقیق ابتدا به‌منظور برآورد مدل، برای تشخیص ایستایی سری زمانی مورداستفاده، از آزمون ریشه واحد دیكی­فولر تعمیم­یافته (ADF) استفاده خواهد شد. این آزمون، فرضیه ریشه واحد را در مقابل ایستا بودن متغیر، آزمون می­کند، سپس شاخص نوسانات قیمت نفت با استفاده از مدل (EGHARCH) برآورد می­شود و تأثیر این شاخص بر مصرف بخش خصوصی ایران با استفاده از روش اقتصاد­سنجی خود توضیح با وقفه­های توزیع­شده (ARDL) مورد ارزیابی قرار می­گیرد.

## جامعه و نمونه آماری

جامعه مورد بحث در این مطالعه کشور ایران می­باشد و نمونه آماری داده­های فصلی اقتصادی کشور ایران برای دوره 1380-1391 می­باشد.

## خلاصه فصل

در این فصل ابتدا به تعریف مسئله و بیان اصلی تحقیق اشاره شد، سپس ضرورت، اهداف و فرضیات تحقیق توضیح داده شد، و در آخر به بیان نحوه گردآوری داده­ها، روش انجام تحقیق، جامعه و نمونه آماری پرداخته شد.

## چارچوب فصول آتی تحقیق

ساختار تحقیق به این صورت است که در فصل دوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه داده‌شده است؛ در فصل سوم روش تحقیق آورده شده است؛ فصل چهارم مربوط به تجزیه­تحلیل داده­ها و اطلاعات، و فصل پنجم مربوط به بحث و نتیجه­گیری است.

# فصل دوم

**مبانی نظری و پیشینه تحقیق**

## مقدمه

نفت به ‌عنوان کالایی استراتژیک و نهاده مهم در تولید از مهم‌ترین منابع انرژی در جهان بشمار می­رود. کشور ما ایران به‌عنوان کشور صادرکننده­ی نفت و کشور تک­ محصولی از قیمت نفت و نوسانات آن به‌شدت تأثیر می­پذیرد؛ دلیل این امر این‌گونه بیان می­شود که به دلیل آنکه درآمد­های حاصل از نفت، بیشترین سهم را در تولید ناخالص ملی داشته است و بیشتر متغیر­های کلان اقتصادی کشور تحت تأثیر قیمت نفت و نوسانات حاصل از آن قرار می­گیرند از مهم‌ترین این متغیر­ها می­توان مصرف بخش خصوصی را عنوان کرد. با توجه به اینکه هزینه­های مصرفی بخش عظیمی از تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص می­دهد، بررسی آن برای شناخت دقیق­تر تقاضای کل از اهمیت ویژه­ای برخوردار است؛ به‌طوری‌که تابع مصرف، ابزاری است که سیاستگذاران جامعه از طریق آن می­توانند تغییرات این متغیر­ها و اثر­هایی که به شکل تورم و رکود از خود برجای می­گذارند را شناسایی کرده و در جهت حل و اتخاذ سیاست­های پیشگیرانه برآیند. در همین راستا در این تحقیق ما به دنبال پاسخگویی به این پرسش هستیم که قیمت نفت و نوسانات حاصل از آنچه میزان مصرف بخش خصوصی را تحت تأثیر قرار می­دهد؟

بنابراین در این فصل ابتدا ادبیات تئوریکی موضوع را مورد بحث قرار می­دهیم سپس مطالعات تجربی

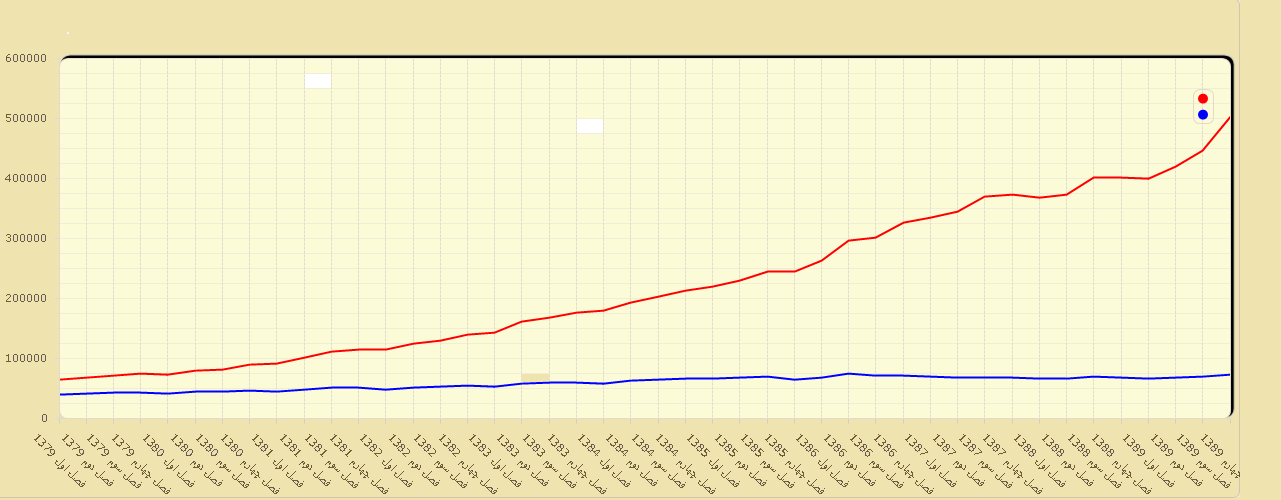
انجام ‌گرفته را مورد بررسی قرار خواهیم داد.

## مبانی نظری مصرف بخش خصوصی

### مقدمه

مصرف یکی از مهم‌ترین متغیر­های کلان اقتصادی هر کشور است و درصد بالایی از GNP[[15]](#footnote-15) را به خود اختصاص می­دهد، به‌طوری‌که معادل57 درصد از GNP ایران مربوط به مخارج مصرفی است؛ بر­ این اساس در تحلیل­های اقتصادی پیرامون GNP و عوامل مؤثر بر آن ازجمله قیمت نفت، باید به مصرف و عوامل مؤثر بر آن نیز توجه شود و به همین خاطر است که در تعیین درآمد کینز[[16]](#footnote-16)، تابع مصرف نقش محوری دارد. پیش­بینی راجع به سطح آتی فعالیت­های اقتصادی و برنامه­ریزی برای نیل به اهداف کلان مستلزم شناخت روابط بین متغیر­های اقتصادی است. مصرف نیز به‌عنوان متغیر اقتصادی از دیگر متغیرها تأثیر می­پذیرد؛ به‌طوری‌که تعیین روابط مصرفی نقشی تعیین­کننده برای توسعه و برنامه­ریزی و سیاست­ گذاری دارد. مصرف بخش خصوصی هر سال به دلیل تأثیرپذیری از دیگر متغیر­ها دچار نوسان می­شود بر پایه‌ی نوسانات صورت گرفته برای سال­های مورد مطالعه، مصرف خانوار­ها به قیمت جاری و ثابت بر اساس سال پایه 1367 در نمودار زیر رسم شده است.

نمودار ‏2-1: هزینه مصرفی بخش خصوصی



منبع: داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

کینز اولین اقتصادانی بود که رفتار مصرفی افراد جامعه را به شکل تابع مصرف بیان کرد. کینز مصرف کل را تابعی از درآمد کل در نظر می­گرفت، نظریه کینز ابتدا مورد قبول عموم قرارگرفته اما پس از مدتی مشخص شد که این نظریه در پیش­بینی مصرف آینده ناتوان است و با شواهد تجربی ناسازگار است. بعد­ها اقتصاددانان نقد­های اساسی بر این نظریه وارد کردند مبنی بر اینکه کینز مصرف را صرفاً تابعی از درآمد در نظر می­گیرد و دیگر متغیر­های مؤثر همانند ثروت را فاقد اثر می­پندارد و همچنین این تابع مصرف به دلیل آنکه مصرف را تابعی از درآمد جاری در نظر می­گیرد بیشتر در کوتاه­مدت کاربرد دارد. با تلاش اقتصاددانان پس از کینز مصرف را تابعی از درآمد و ثروت بلندمدت در ­نظر گرفتن و تابع مصرف را در دو حالت بلند­مدت و کوتاه ­مدت بیان نمودند. همچنین نظریاتی مهمی بعد از کینز توسط اقتصاددانان بیان شد از ‌جمله نظریه درآمد نسبی، نظریه درآمد دائمی و نظریه دوران زندگی است.

در ابتدا به بررسی نظریه درآمد مطلق که نام دیگر نظریه کینز است که مصرف را تنها تابعی از درآمد جاری می­پندارد اشاره می­کنیم سپس به نظریاتی که مصرف را تابعی از درآمد جاری و ثروت و درآمدی که در­طی دوران زندگی کسب می­کند اشاره می­کنیم[[17]](#footnote-17).

### نظريه درآمد مطلق[[18]](#footnote-18) (نظريه كينز)

اين نظريه كه توسط كينز ارائه‌ شده است؛ مصرف تابعي از درآمد قابل‌تصرف است که در کتاب نظریه عمومی بیان می­دارد با توجه به شناختی که ما از طبیعت انسان سراغ داریم و تجربه نشان داده است و بر اساس قوانین روان‌شناختی افراد با افزایش درآمد، مصرف خود را افزایش می­دهند؛ البته این افزایش به میزان کمتر از یک است. وقتي درآمد نسبت به سطح قبلي­اش كاهش مي­يابد، افراد با عدم كاهش مصرف خويش به ‌تناسب كاهش درآمد، از استاندارد­هاي مصرفي خود حمايت مي­كنند.

بنابراین تابع مصرف كينز را در فرم عمومي به ‌صورت رابطه زیر معرفی نمود.

|  |  |
| --- | --- |
| (2-1) |  |

و در حالت خاص به شکل رابطه (2-2) تصریح می­شود.

|  |  |
| --- | --- |
| (2-2) |  |

که در آن مصرف تابعي از درآمد قابل­تصرف است. y درآمد، C مصرف،a عرض از مبدأ می­باشد. پارامترb به‌عنوان میل نهایی به مصرف معرفی می­شود به‌طوری‌که با افزایش درآمد، مصرف به مقدارb از تغییر درآمد تعدیل می­شود میل نهایی به مصرف را با نماد (MPC[[19]](#footnote-19)) نمایش داده می­شود که همواره بين صفر و يك است،که به شکل رابطه (2-3) تصریح می­شود.

|  |  |
| --- | --- |
| (2-3) |  |

كينز بيان می­كند كه در سطوح پايين درآمد، مصرف از درآمد پيشي­مي­گيرد و مردم مازاد مصرف را از طريق پس­انداز منفي (استقراض) تأمين مي­كنند به عبارتي در سطوح پايين درآمد میل نهائی به مصرف كمتر از میل متوسط APC[[20]](#footnote-20))) است، میل متوسط به مصرف به مصرف برابر است با مخارج مصرفی تقسیم ­بر درآمد C/Y)) معرفی می­شود.

|  |  |
| --- | --- |
| (2-4) |  |

*کینز* بيان مي­كند كه با افزايش درآمد، ميل نهايي به مصرف كاهش خواهد یافت؛ به عبارتی در شرایط رونق که درآمد افزایش می­یابد میل متوسط به مصرف کاهش و در دوران رکود با کاهش درآمد میل­متوسط به مصرف افزایش می­یابد.

**2-2-2-1: نظریه مصرف کینز و پیش­بینی رکود اقتصادی**

اقتصاددانان به تبعیت از نظریه کینز پیش­بینی می­کردند وقتی جنگ جهانی دوم به پایان برسد اقتصاد دچار رکود می­شود. در طی جنگ جهاني دوم وقتي خريد­هاي دولت افزايش يافت به‌طوری‌که درصد بالایی از تقاضای کل را مخارج دولت به خود اختصاص می­داد اقتصاد از سرعت رشد بالایی برخوردار بود بسياري از اقتصاددانان با توجه به نظریه کینز انتظار داشتند به دلیل رشد اقتصادی و افزایش درآمد ملی، میل متوسط به مصرف کاهش یابد و از طرفی وقتي جنگ تمام شد و مخارج دولت كاهش يافت تقاضای کل کاهش یابد و در سطحی کمتر از اشتغال کامل قرارگیرد و اقتصاد دچار ركود شود، ولي اين قضيه اتفاق نیفتاد؛ برعکس پیش­بینی­ها تورم بروز کرد يعني وقتي جنگ تمام شد تقاضای خصوصی به‌سرعت افزايش يافت.

علت اصلی بروز تورم به این دلیل بود که مردم در طول جنگ درآمد­هاي افزایش‌یافته زيادي را كسب كرده بودند، ولي مخارج مصرفي به دليل جيره­بندي، بسیار محدود بود مصرف­كنندگان، سرمايه­ها و پس­انداز­هاي اضافي خود را به دليل جيره­بندي به دارائي­هاي مالي به شكل اوراق قرضه دولتي نگه­داری می­کردند. زمانی که جنگ به پایان رسید افراد كه با مازاد موجودي دارائي­ها روبرو بودند آن­ها را به تقاضاي فزاينده مصرف تبديل نمودند. این مسئله حاکی از آن است که علاوه بر درآمد، دارایی­ها نیز روي مصرف تأثير دارند.

**2-2-2-2: واقعیات و علل عدم موفقیت نظریه کینز**

نظریه­­­ی کینز در ابتدا مورد قبول اکثر اقتصاد­دانان قرارگرفت، به دلیل اینکه مطالعات و کارهای تجربی اولیه صورت گرفته صحت این نظریه را تائید می­کردند؛ چون این مطالعات با استفاده از داده­های مقطعی و مطالعات بودجه خانوار در یک دوره زمانی معین مثلاً یک سال طراحی ‌شده بودند و نتایج مطالعات صورت گرفته در اواخر دهه 30 مؤید مبانی نظریه کینز مبنی بر اینکه اولاً در درآمد صفر مقدار مصرف مثبت است، یعنی تابع مصرف محور عمودی را بالاتر از مبدأ قطع می­کند؛ ثانیاً خانوار با درآمد بالا در مقایسه با خانوار کم‌ درآمد میل متوسط به مصرف کمتری دارند؛ یعنی نسبت کمتری از درآمدشان را به مصرف و نسبت بیشتری را به پس‌انداز اختصاص می­دهند. اما پس از جنگ جهانی دوم که نظریه کینز به دلیل ناتوانی در پیش‌بینی وضع اقتصادی بعد از جنگ زیر سؤال رفت. مطالعات دیگری نیز صورت گرفت که با نظریه کینز مطابقت نداشت از جمله کوزنتس که با بررسی داده­های مصرف، پس‌انداز و درآمد آمریکا طی سال­های 1869-1938 متوجه شد، منحنی مصرف از مبدأ ­مختصات می­گذرد برخلاف نظر کینز که اعتقاد داشت عرض از مبدأ صفر می­باشد و با افزایش درآمد میل متوسط به مصرف گرایش به کاهش ندارد( برخلاف نظریه کینز) و میل نهایی به مصرف همواره برابر با میل متوسط به مصرف می­باشد. ثانیاً کوزنتس پی برد که در شرایط نوسانات تجاری و در شرایط رکود و رونق نظریه کینز تحقق می­یابد یعنی با افزایش درآمد، میل متوسط به مصرف کاهش می­یابد.

بر این اساس اقتصاد­دانان، مطالعات دیگری را پی گرفتند که در آن تحقیقات را محدود به داده­های مقطعی و کوتاه­مدت نکردند و از داده­های دوره زمانی بلند­مدت استفاده کردند که نتایج تحقیقات با واقعیت تطابق بهتری داشت. در بررسی علل عدم موفقیت پیش­بینی کینز پس از جنگ گروهی از اقتصاد­دانان بیان می­کنند که چون نظریه کینز ناظر بر کوتاه­مدت بود به همین دلیل در پیش­بینی مصرف بلند­مدت شکست خورد و گروهی از منتقدین بر این باورند که کینز تنها درآمد را ملاک مصرف قرار داده درحالی‌که علاوه بر درآمد عوامل مؤثر دیگری همچون ثروت و پس­انداز نیز در مصرف خانوار نقش ایفا می­کنند.

### مصرف بلند­مدت و کوتاه­مدت

اقتصاد­دانان به این حقیقت دست یافتند که دو نوع تابع مصرف وجود دارد تابع مصرف کوتاه­مدت و بلند­مدت که تابع مصرف کوتاه­مدت از داده­های مقطعی به دست می­آید و تابع مصرف بلند­مدت با داده­های سری زمانی سازگار است در نمودار مقابل نیز منحنی تابع مصرف کوتاه­مدت یا همان تابع مصرف کینز را به نمایش می­گذارد تابع مصرف بلند­مدت را نشان می­دهد دارای چند تفاوت اساسی به شرح زیر هستند.

* + - منحنی مصرف که بر اساس داده­های مقطعی و بودجه خانوار حاصل می­شود دارای عرض از مبدأ درحالی‌که منحنی مصرف که بر اساس داده­های سری زمانی به دست می­آید از مبدأ مختصات گذر می­کند.
    - بر روی منحنی با افزایش درآمد میل متوسط به مصرف کاهش می­یابد درحالی­که بر روی منحنی با تغییر درآمد میل متوسط به مصرف ثابت است.
    - میل­ نهایی به مصرف منحنی کوچک‌تر از میل نهایی به مصرف منحنی می­باشد یعنی:

|  |  |
| --- | --- |
| (2-5) | > |

* + - بر روی منحنی میل نهایی به مصرف همواره کوچک‌تر از میل متوسط به مصرف می­باشد یعنی:

|  |  |
| --- | --- |
| (2-6) | < |

درحالی‌که بر روی منحنی مصرف همواره رابطه زیر برقرار است:

|  |  |
| --- | --- |
| (2-7) |  |

در کوتاه­مدت افراد نسبت به تغییر درآمد به‌سرعت واکنش نشان نمی­دهند دلیل این رفتار آن است که افراد نسبت به این تغییر درآمد مطمئن نیستند و افراد پس از گذشت زمان و اطمینان حاصل کردن از اینکه این تغییر درآمد ­دائمی است رفتار مصرفی خود را با وضعیت درآمدی جدید تطبیق می­دهند بر این اساس دارای MPC کوچک‌تری نسبت به مصرف دراز­مدت می­باشد.

با توجه به مطالبی که در قسمت­های قبل اشاره شد باید مفهوم بلند­مدت­تری از تابع مصرف را در نظر بگیریم و علاوه بر درآمد متغیر ثروت و دارایی­ها را نیز به‌عنوان متغیر تأثیرگذار بر مصرف در تابع مصرف لحاظ کنیم بر همین اساس نظریه­های که این موارد رعایت می­شود را بیان می­کنیم ازجمله این نظریه­ها عبارت‌اند از نظریه درآمد نسبی، نظریه درآمد­ دائمی و نظریه دوران زندگی است.

### نظريه درآمد نسبی[[21]](#footnote-21)

دوزنبري[[22]](#footnote-22)بیان می­کند که تغييرات مصرف تابعي از درآمد قابل­ تصرف نبوده؛ نظريه دوزنبري بر دو اندیشه پيرامون تقاضای کل تأکید می­کند كه عبارت‌اند از :

مصرف خانوار تابعي از موقعيت نسبي خانوار در توزيع درآمد ميان خانوار­هاي ديگر است؛ به این صورت كه اگر درآمد همه­ی خانوار­ها با نرخي برابر افزايش يابد، يك خانوار معين حتي اگر درآمد مطلقش افزایش‌یافته باشد، درخواهد يافت كه درآمدش نسبت به ساير خانوار­ها تغييري نكرده است، و میزان مصرف خود را تغییر نمی­دهد در حقیقت دوزنبری در تبیین رفتار مصرفی به مسئله چشم‌وهم‌چشمی دست گذاشت؛ به‌طور یکی خانواده­ها درصدد هستند میزان مصرف خود را به صورتی تنظیم کنند که به میزان متوسط مصرف جامعه نزدیک­تر نمایند­؛ در حقیقت کسانی که درآمد­شان از متوسط درآمد جامعه بیشتر است دارای میل متوسط به مصرف کمتری خواهند بود و کسی که درآمد کمی دارد بخش قابل‌توجهی از عایدیش را خرج می­کند تا به متوسط مصرف جامعه نزدیک شوند.که دلالت بر این دارد که در کوتاه­مدت با افزایش درآمد، APC کاهش می­کند و در چنین حالتی MPCکوچک‌تر از APC خواهد بود.

در نظریه درآمد نسبی مصرف هر خانوار تابعی از درآمد دوره جاری و بالاترین درآمدی است که تاکنون تجربه کرده است.

|  |  |
| --- | --- |
| (2-9) |  |

رفتار مصرفي در طول زمان غیرقابل ‌برگشت است، بدين معنا كه مخارج مصرفي، زمانی که درآمد كاهش مي­يابد، چسبندگي داشته و برگشت­ناپذير است؛ که با استفاده از این دیدگاه، پدیده چرخ­دنده­ای را بیان می­کنیم که تابع مصرف کوتاه­مدت و بلند­مدت را با هم تلفیق می­نماید که انتقال از تابع مصرف دراز­مدت به کوتاه­مدت و بر­عکس را بیان نمود.

نکته قابل ­توجه در نظریه مصرف دوزنبری عدم قرینگی مصرف به دلیل اثر چرخ­دنده­ای است به عبارت ساده­تر میزان کاهش مصرف به دلیل کاهش درآمد از میزان افزایش مصرف به دلیل افزایش درآمد کمتر است نظريه دوزنبري يك كاربرد سياست­گذاري جديد را ارائه مي­كند. بر اساس نظريه كينز تغييرات مالي دولت به‌منظور تغيير سطح درآمد قابل­تصرف، اثر و نتیجه نسبتاً قابل پيش­بيني را ارائه مي­دهد. درحالی‌که بر اساس نظريه دوزنبري تغييرات مالي دولت اثرات غیر قرینه‌ای را ممكن است داشته باشد. بدين مفهوم كه ممكن است كاهش ماليات منجر به افزايش محسوسي در تقاضاي كوتاه­مدت نشود، زيرا مصرف­كنندگان هميشه سعي دارند كه سطح مصرفشان را تا حد امكان در همان سطح سابق حفظ نمايد.

### نظریه درآمد دائمی

نظریه درآمد دائمی توسط فریدمن[[23]](#footnote-23) ارائه ‌شده است؛ نقطه عطف نظریه درآمد دائمی در این است که مصرف­کننده به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت دوران زندگی خویش است و از یک برنامه مصرفی پایدار تبعیت می­کند. به اعتقاد فریدمن برنامه مصرفی مصرف­کنندگان در طول زمان از افزایش و کاهش موقتی درآمد موقتی تأثیر نمی­پذیرند، بلکه در این میان تنها عامل مؤثر را درآمد دائمی عنوان می­کند که عبارت است از نرخ بازده ثروت انسانی و غیر­انسانی خانوار؛ ثروت انسانی هر فرد شامل نیروی کار، مهارت، دانش و تخصص می­باشد و ثروت غیر­انسانی مجموعه دارایی­های وی اعم از سپرده­های بانکی، انواع اوراق کارخانه، املاک و غیره است؛ به­طوری­که تابع مصرف فریدمن به‌ صورت مقابل به دست می­آید:

|  |  |
| --- | --- |
| (2-10) |  |

که در این تابع مصرف جاری، درآمد دائمی است اما به دلیل آنکه درآمد دائمی قابل‌اندازه‌گیری نیست و به ذهنیت افراد بستگی دارد بر همین اساس در مطالعات تجربی درآمد دائمی را میانگین وزنی درآمد فعلی و درآمد سال­های گذشته در نظر گرفته می­شود که به درآمد دوره جاری وزنه بزرگ‌تری داده می­شود

|  |  |
| --- | --- |
| (2-11) | (1) |

|  |  |
| --- | --- |
| (2-12) |  |

|  |  |
| --- | --- |
| (2-13) |  |

و درآمد واقعی برابر است با درآمد موقت و درآمد دائمی و مصرف نیز متشکل است از مصرف موقت و مصرف دائمی است.

فریدمن در تدوین درآمد ­دائمی بر رابطه باثبات و پایدار درآمد ­دائمی و مصرف تأکید نمود و اعتقاد داشت بین درآمد و مصرف موقت و سایر متغیر­ها رابطه­ای وجود ندارد؛ وی معتقد بود از آنجا که مصرف موقت و درآمد موقت، غیرقابل‌ پیش‌بینی می­باشند بنابراین این دو متغیر مستقل از سایر متغیر­ها می­باشند و لذا مصرف دراز­مدت فرد متأثر از این دو متغیر نمی­باشند.

به کمک نظریه درآمد دائمی می­توان مصرف کوتاه­مدت و بلند­مدت را از هم تمیز داد؛ که رابطه باثبات بین درآمد دائم و مصرف دائم وجود دارد؛ که تابع بلند­مدت را تشکیل می­دهد ولی در کوتاه­مدت به دلیل وجود نوسانات تجاری درآمد واقعی متفاوت از درآمد ­دائمی و دراز­مدت خواهد بود. درآمد دائمی یک مفهوم دراز­مدت و باثبات است و نسبت به نوسان تجاری متأثر نیست؛ بنابراین در طی نوسانات تجاری درآمد واقعی در حول درآمد­ دائمی نوسان می­کند و در طی سیکل­های تجاری تفاوت بین درآمد واقعی و درآمد ­دائمی برابر با درآمد موقت می­باشند.

### نظریه دوران زندگی[[24]](#footnote-24)

فرضيه ادوار زندگي كه توسط آندو موديگيلياني[[25]](#footnote-25) مطرح شد و برای تبیین رفتار مصرفی به دراز­مدت توجه دارد در این نظریه فرض بر آن است که افراد برای تمام دوران عمر خود الگوی مصرفی باثباتی را طراحی می­کنند و در این نظریه مصرف امروز صرفاً به درآمد امروز مرتبط نمی­شود بلکه از متغیر­های دیگری نیز تأثیر می­پذیرد. آندو موديگيلياني منابع افراد را به سه دسته تقسیم می­کند:

|  |  |
| --- | --- |
| (2-14) |  |

1. درآمد کار در دوره­ی جاری.

2. درآمد انتظاری ناشی از کار در دوره­های آتی.

3. ثروت.

كه در آن مصرف تابعي از ثروت واقعي (WR)و درآمد نیروی کار ()و (C) میل نهايي به مصرف از درآمد نیروی کار و (a) میل نهایی به مصرف از ثروت است. به‌طوری‌که ارزش مصرف فرد در طول دوران زندگی حداکثر برابر با ارزش منابع وی می­باشد؛ و اگر فرد از خود چیزی به ارث نگذارد در این صورت ارزش حال جریان مصرف وی در تمام عمر برابر با ارزش کل منابع وی خواهد بود.

### سایر متغیر­های مؤثر بر مصرف

بر اساس نظریه­های که مطرح کردیم مصرف را تابعی از ثروت و درآمد معرفی کردیم علاوه بر این دو متغیر، عوامل دیگری نیز در میزان مصرف جامعه مؤثرند که از جمله مهم‌ترین این عوامل عبارت‌اند از:

**1. سطح قیمت­ها**: مطالعات تجربی صورت گرفته در تائید این برآمده­اند که تغییر سطح قیمت­ها میزان مصرف جامعه را تغییر می­دهد؛ به‌طوری‌که اگر جامعه دچار توهم پولی باشد در این صورت چنانچه سطح عمومی قیمت­ها و درآمد اسمی افراد به یک نسبت تغییر کند و در عین‌ حال خانوار مصرف واقعی خود را تغییر دهد در این حالت خانوار دچار توهم پولی است. افزایش سطح عمومی قیمت­ها معمولاً باعث کاهش مصرف می­شود؛ اما در مواردی افزایش سطح قیمت­ها باعث افزایش مصرف می­شود که این حالت زمانی رخ می­دهد خانوارها انتظار افزایش قیمت­ها را در آینده داشته باشند به همین جهت خانوار جهت کاهش صدمات افزایش قیمت در آینده مصرف دوره­ی جاری خود را افزایش می­دهند.

**2. توزیع درآمد:** اقتصاد­دانان معتقدند میل نهایی به مصرف در خانواده­های کم­ درآمد، بیشتر از خانواده­های پر­درآمد است بر همین اساس توزیع مجدد درآمد و انتقال درآمد از خانواده­های پر­درآمد به خانواده­های کم‌ درآمد موجب افزایش مصرف در جامعه خواهد شد.

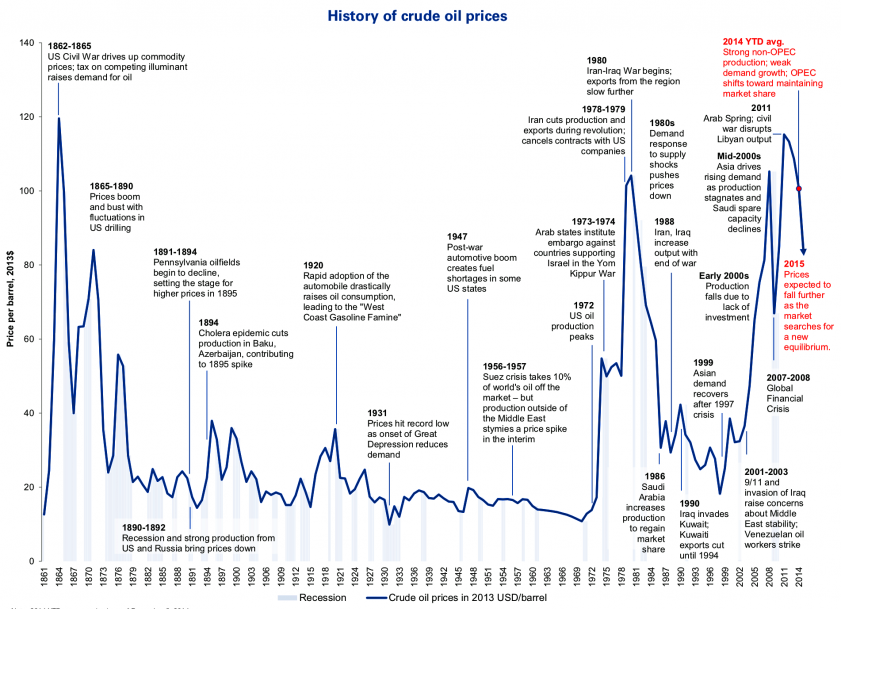
**3. نرخ بهره:** نرخ بهره عامل مؤثر دیگر در میزان مصرف است البته در مورد جهت تأثیرگذاری نرخ بهره بر میزان مصرف نظرات مختلفی طرح ‌شده است؛ گروهی از اقتصاد­دانان معتقدند افزایش نرخ بهره میزان مصرف را کاهش می‌دهد این کاهش به این دلیل است که با افزایش نرخ بهره تمایل افراد به افزایش میزان پس­انداز فزونی یافته و مصرف کاهش می­یابد از طرفی گروهی نیز بر این عقیده­اند که افزایش نرخ بهره گرچه میزان پس­انداز را افزایش می­دهد و مصرف جاری را کاهش می­دهد؛ اما از طرفی نرخ بهره بالا، بازده پس­انداز نیز افزایش می­دهد که نه­تنها کاهش مصرف جاری را جبران می­کند بلکه امکان مصرف بیشتر را نیز فراهم می­کند با افزایش نرخ بهره درآمد دارائی‌های مالی افزایش می­یابد که این نیز به افزایش مصرف جامعه دامن می­زند؛ از طرفی با کاهش نرخ بهره افراد به سهولت می­توانند وام بگیرند که موجب افزایش پس­انداز می­شود. بنابراین جهت تأثیر نرخ بهره بر مصرف دقیقاً مشخص نیست.

بي­شك نوسانات و بي­ثباتي در صادرات نفت به­عنوان يكي از عوامل مهم در عدم وجود ثبات پايدار در اقتصاد كشورهاي توليدكننده و صادركننده نفت مطرح مي­باشد. اين مسئله در مورد ايران نيز به­عنوان يكي از كشورهاي مهم صادركننده نفت مصداق خواهد داشت. از آنجايي كه قسمت اعظم صادرات ايران را محصولات اوليه نظير نفت خام و مواد اوليه تشكيل مي­دهد و از طرف ديگر، كوچك و وابسته بودن اقتصاد ايران به درآمدهاي صادراتي اينگونه مواد، سبب مي­شود در صورت روبرو شدن با تكانه­هاي غير قابل انتظار و زودگذر در درآمدهاي صادراتي چنين محصولاتي، تمامي بخش­هاي اقتصادي تحت تأثير قرار گيرد.

## روند تغییر قیمت نفت در سطح جهانی

تغییرات قیمت نفت در سطح جهانی در نمودار شماره 2-2 آمده است.

نمودار ‏2- 2: تغییرات قیمت نفت در سطح جهانی



منبع : Business Insider

65-1862: جنگ داخلی آمریکا سبب افزایش قیمت کالاها شد و در پی آن قیمت نفت نیز افزایش یافت.

90-1865: قیمت نفت به دلیل عدم توسعه اکتشافات نفتی آمریکا صعود کرد.

94-1891: با کاهش میدان نفتی پنسیلوانیا، زمینه‌ای برای قیمت‌های بالاتر نفت در سال 1895 میلادی فراهم شد.

1894: شیوع و با موجب کاهش تولید در باکو در منطقه قفقاز شد و در نتیجه به جهش رو به بالای قیمت نفت دامن زد.

1920: گسترش استفاده از اتومبیل سبب افزایش مصرف بنزین و در نتیجه افزایش تقاضا برای نفت شد که در پی آن قیمت نفت نیز افزایش یافت.

1931: کاهش قیمت نفت در اثر کاهش تقاضا رکورد زد.

1947: موج گسترده استفاده از اتومبیل در آمریکا سبب شد برخی از مناطق آن با کمبود سوخت مواجه شوند.

57-1956: بحران کانال سوئز سبب کاهش 10 درصدی تولید نفت شد. اما میزان تولید خارج از منطقه خاورمیانه سبب کاهش اوج‌ گیری قیمت نفت شد.

1972: اوج تولید نفت توسط آمریکا به شکل‌گیری کاهش قیمت نفت کمک کرد.

74-1973: اعمال تحریم از سوی کشورهای عرب علیه متحدان اسراییل در جنگ یوم کیپور(جنگی که در اکتبر سال 1973 میلادی میان رژیم صهیونیستی و کشورهای عرب اتفاق افتاد) سبب اوج‌گیری قیمت نفت شد.

79-1978: در طی سال‌های انقلاب اسلامی ایران، میزان تولید نفت این کشور کاهش یافت و قراردادهای نفتی میان ایران و آمریکا فسخ شد.

1980: با شروع جنگ ایران و عراق، کاهش میزان صادرات نفت این مناطق بیشتر شد.

دهه 1980 میلادی: واکنش تقاضا نسب به شوک عرضه سبب کاهش اندک قیمت‌های نفت شد.

1986: عربستان سعودی در جهت افزایش سهم بازاری منطقه اقدام به افزایش تولید کرد.

1988: پس از جنگ، ایران و عراق حجم تولید خود را افزایش داده و در نتیجه قیمت نفت رو به کاهش گذاشت.

1990: حمله عراق به کویت باعث کاهش حجم صادرات نفت این کشور را تا سال 1994 کاهش داد که درنتیجه قیمت نفت اندکی صعود کرد.

1999: تقاضای بازارهای آسیایی پس از بحران سال 1997 میلادی بهبود یافت که این امر سبب افزایش شیب ملایم قیمت نفت شد.

اوایل دهه 2000 میلادی: کاهش تولید نفت در اثر کمبود سرمایه‌گذاری‌‎های مؤثر در این زمینه به اوج‌گیری قیمت نفت دامن زد.

اواسط دهه 2000 میلادی: کاهش ظرفیت تولید نفت عربستان سعودی همگام با افزایش تقاضای نفت در بازارهای آسیایی سبب صعود قیمت نفت شد.

2008-2007: بحران مالی جهانی سبب سقوط قیمت نفت شد.

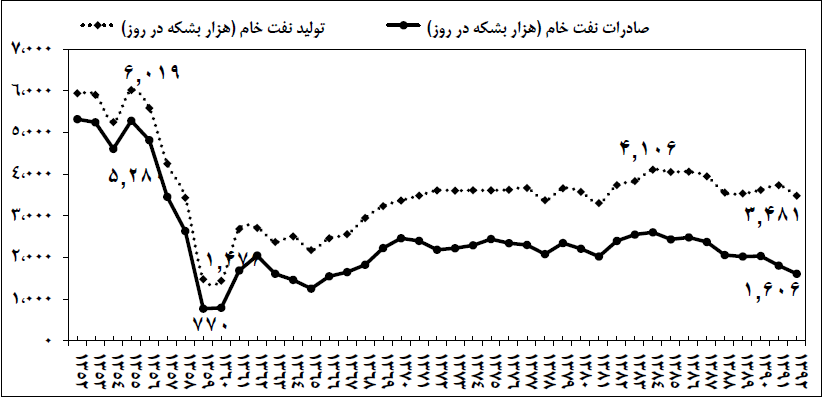
2011: وقوع بیداری اسلامی و جنگ داخلی در کشور لیبی سبب کاهش تولید نفت این کشور و در نتیجه افزایش قیمت نفت شد.

2014: تولید قوی نفت توسط اعضای غیر اوپک، رشد ضعیف تقاضای نفت، تغییر موضع اوپک به‌عنوان تولیدکننده عمده نفت در بازار سبب سقوط قیمت نفت شد.

2015: همان‌گونه که تحلیل­گران بازار نفت به دنبال یافتن نقطه تعادل در این بازار هستند، انتظار می­رود قیمت نفت با کاهش بیشتری مواجه شود.

## روند تاریخی تولید و صادرات نفت خام ایران

مرور تاریخ اقتصاد ایران نشان می­دهد همواره در پی تغییرات قیمت نفت در سطح جهانی، تولید و صادرات نفت خام در کشور تأثیر می­پذیرد دچار نوسان می­شود.

**نمودار 2-3روند تاریخی تولید و صادرات نفت خام ایران**

منبع: بانک مرکزی

* بعد از تولید 6 میلیون بشکه­ای نفت و صادرات 5 میلیون بشکه­ای آن در دهه 50 شمسی، در سال­های بعد از انقلاب صنعت نفت هیچ­گاه این ارقام را تجربه نکرد.
* در سال­های بعد از انقلاب بالاترین تولید نفت خام در سال های 1384 الی 1386 با تولیدی بیش از 4 میلیون بشکه در روز اتفاق افتاد (سال­های میانی دهه 80).
* از سال 1386 به بعد رفته سطح تولید و به صورت جدی­تر صادرات نفت خام، افت داشته است.

## کانال‌های انتقال نوسان قیمت نفت بر مصرف بخش خصوصی

مکانیسم انتقال نوسان قیمتی نفت به مخارج مصرفی داخلی می­تواند از دو کانال مستقیم و غیرمستقیم به وقوع می­پیوندد. تأثیر مستقیم شوک‌های نفتی از نیاز مردم به مسافرت (از نفت برای تولیدات نفتی مانند بنزین استفاده می­شود)، کار و تفریح ناشی می­شود. با افزایش قیمت نفت و فرآورده­های نفتی، هزینه­ی حمل‌ونقل افزایش‌ یافته و این به‌نوبه‌ی خود میزان تقاضا و مصرف را برای کالاهایی که به‌صورت مستقیم وابسته به حمل­ونقل هستند را کاهش خواهد داد. بعلاوه، بعد از افزایش هزینه­های خدمات ناشی شده از افزایش قیمت نفت، میزان مخارج مصرفی خانوارها با کاهش تقاضا برای خدمات، کاهش می­یابد.

اولین اثرات کانال غیرمستقیم ممکن است از نگرانی ناشی از تورم و اثر درآمدی ناشی شود. دومین منبع کانال اثر غیرمستقیم، اثر جانشینی ناشی شده از افزایش قیمت نفت است (ژانگ و همکاران[[26]](#footnote-26)، 2014).

افزایش قیمت نفت که موجب افزایش هزینه­های حمل و نقل‌ شده و تقاضا برای کالاهایی که وابسته به حمل‌ونقل هستند را کاهش داده که موجب کاهش تقاضا برای حمل‌ونقل شده و درنهایت موجب کاهش هزینه­های حمل­و­نقل می­شود. همچنین ممکن است خانوارها به دلیل افزایش هزینه­های حمل‌ونقل، به‌جای تفریح و مسافرت در خانه­هایشان سرگرم شوند. همه­ی موارد ذکرشده اثر جانشینی ناشی شده از افزایش قیمت نفت را به ما گوشزد می­کنند(همیلتون و هررا[[27]](#footnote-27)، 2004).

اثرگذاری نفت روی قیمت مصرف‌کننده از شش طریق صورت می­گیرد: تأثیر طرف عرضه؛ انتقال ثروت؛ سطح عمومی تورم؛ اثر موازنه حقیقی ( به‌عنوان نتیجه تغییر در افزایش تقاضای پول)، تعدیل بخش­ها/تجدید ساختار و اثر افزایش نا اطمینانی در قیمت نفت است(براون و یوسل[[28]](#footnote-28)، 2002).

با توجه به این­که ایران، ذخایر عظیم نفتی را داراست، به دلیل ارزان بودن و دسترسی نداشتن به فناوری­های روز اغلب تولیدکنندگان و مردم به مصرف بیشتر روی می­آوردند به‌طوری‌که طبق آمارهای جهانی شدت مصرف انرژی در ایران در سال 2008 میلادی حدود 3 برابر متوسط شدت مصرف اولیه جهانی است و این بدین معنی است که میزان مصرف انرژی به ازای یک واحد تولید ایران در مقایسه با سایر کشورها و حتی کشورهای منطقه (ترکیه و عربستان) و نیز رقم متوسط جهانی آن بسیار بالاست این کشور سالانه بیش از یک میلیارد دلار برای تأمین بخشی از مصرف داخلی بنزین از کشورهای خارجی وارد کند چون شرکت ملی نفت قادر به تولید این میزان بنزین مصرف داخلی نیست (فرشادگهر و لطیفی، 1391). در بلندمدت شوك­هاي شاخص قيمت انرژي به ترتيب در حدود 20 و 11 درصد از نوسان­هاي مصرف بخش خصوصي و توليد ناخالص داخلي را توضيح مي­دهد (صادقی و همکاران، 1389). درآمدهای نفتی یکی از مهم‌ترین منابع بودجه در کشور­های صادرکننده نفت همچون ایران محسوب می­شود بنابراین مهم‌ترین کانال انتقال شوک‌های قیمتی نفت به اقتصاد این کشورها بودجه دولت است (جهادی و علمی، 1390).

بر این اساس متکی بودن بودجه دولتی ایران به درآمدهای نفتی، تغییرات در قیمت نفت تأثیر قابل‌ملاحظه‌ای بر اقتصاد ایران دارد. در ایران 80 تا 90 درصد درآمدهای صادراتی و 40 تا 50 درصد بودجه سالانه دولت را درآمدهای نفتی تشکیل می­دهند. منبع اصلی کمک‌های مالی و یارانه‌ها، درآمدهای نفتی است؛ پس درآمد حاصل از صادرات نفت خام به‌طور غیرمستقیم بر دیگر فعالیت‌های اقتصادی نیز تأثیرگذار است (صمدی و همکاران، 1389) .

همچنین متکی بودن دولت به درآمدهای نفتی که قسمت اعظم بودجه از این طریق تأمین می‌شود باعث کم‌توجه‌ی به مالیات و اخذ آن به‌صورت بهینه و کاهش بار مالیاتی می­شود.

اصلاح اخلال در سه بازار، سیاست‌های تجاري، افزايش نرخ ارز و سياست انرژی منافعي بزرگ به همراه داشته است و اين منافع درآمد مصرف‌کنندگان را 50 درصد افزايش مي­دهد كه 7 درصد اين منافع در اثر اصلاحات تجاري، 7 درصد به دليل اصلاح نرخ ارز و 36 درصد در اثر اصلاح قيمت حامل­هاي انرژي به دست مي­آيد. افزون بر اين، اتخاذ سياست­هاي مناسب همراه با اجراي هدفمند کردن يارانه كالاها مي­تواند آثار منفي اصلاح قيمت­ها را بر فقرا كاهش دهد.

درصورتی‌که منافع به‌دست‌آمده از صادرات نفت به‌صورت پرداخت­هاي مستقيم درآمدي در اختيار همه­ي خانوارها (نه‌تنها خانوارهاي فقير) قرار گيرد، تأثير بسياري برافزایش در­آمد خانوارهاي فقير در مقايسه با وضع فعلي دارد و فقيرترين خانوارهاي روستايي و شهري به ترتيب 290 و 140 درصد بر درآمدشان افزوده مي­شود که مصرف خانوار تحت تأثیر قرار می­گیرد (صادقی و همکاران، 1389 به نقل از جنسن و تار[[29]](#footnote-29)، 2002).

افزایش شدید در قیمت نفت باعث کسب درآمدهای هنگفت برای کشورهای صادرکننده آن می‌شود که ازجمله پیامدهای آن، تقویت پول کشور موردنظر یا کاهش نرخ ارز است که می‌توان این موضوع را در هر دو سیستم نرخ ارز ثابت و شناور مشاهده کرد. در سیستم نرخ ارز شناور، ورود ارزهای خارجی باعث بالا رفتن ارزش پول ملی می‌شود. اما اگر سیستم نرخ ارز ثابت باشد یا از سوی دولت کنترل شود، ورود ارز خارجی به داخل کشور باعث افزایش حجم پول شده که این موضوع افزایش نقدینگی و درنهایت انبساط تقاضا و افزایش قیمت‌ها را در پی خواهد داشت. درصورتی‌که عدم استفاده از سیایت عقیم‌سازی ارز خارجی توسط بانک مرکزی فروش دلارهای نفتی به بانک مرکزی باعث افزایش ذخایر ارزی بانک مرکزی و به دنبال آن افزایش پایه پولی می­گردد و افزایش پایه پولی نیز با مکانیسم ضریب فزاینده پولی باعث رشد شدیدتر نقدینگی و به دنبال آن تورم در کشور می­شود (صاحب‌هنر و ندری، 1392).

همچنین افزایش ارزش پول داخلی باعث افزایش قیمت کالاهای قابل واردات شده که درنهایت، لطمه دیدن تولیدکنندگانی را که در این شاخه فعالیت می‌کنند به دنبال دارد. زیرا افزایش تورم داخلی باعث افزایش هزینه تولیدکنندگان می‌شود و از سوی دیگر، کالایی را تولید می‌کنند که رقیب خارجی ارزان‌تر تولید می‌کند. درنتیجه درصحنه بین‌المللی توان رقابتی خود را ازدست‌داده و دچار رکود می‌شوند که این موضوع خود رکود اقتصادی، بیکاری و تورم بالا را در این کشورها در پی خواهد داشت که مصرف بخش خصوصی از این طریق تحت تأثیر قرار می­گیرد (صمدی و همکاران، 1389).

به‌طور خلاصه مهم‌ترین کانال‌های انتقال شوک­های خارجی ازجمله شوک نفتی به خانوارها به‌صورت زیر است:

1. تغییر در قیمت نسبی: این تغییر سود دهی بخش­های اقتصادی را تغییر داده و درنتیجه، اشتغال و دستمزدهای واقعی تغییر می­کند؛ همچنین خانوارها درنتیجه تغییر قیمت کالاهای مصرفی تحت تأثیر قرار می­گیرند.
2. تغییر تقاضای نیروی کار: این تغییر سطح اشتغال را متأثر می­کند و سطح دستمزدها در بخش­های اقتصادی تغییر می­کند.
3. تغییر سوددهی دارایی­های فیزیکی و سرمایه: این تغییر می­تواند نرخ پس­انداز خانوارها را تغییر دهد و لذا توانایی خانوارها در مواجهه با شوک­ها کاهش می­یابد.
4. انتقالات و مخارج دولت: تغییر در هزینه­های دولتی می­تواند تقاضای نیروی کار قیمت­های نسبی انتقالات مستقیم و ارائه کالاهای عمومی را تحت تأثیر قرار دهد (حسن‌زاده و همکاران، 1390).

## مطالعات تجربی

مطالعات انجام‌شده در این زمینه را در قالب دو بخش مطالعات داخلی و خارجی مورد بررسی قرار می­دهیم.

### مطالعات داخلی

افروز و سوری (1383)، به بررسی اثر ثبات و نوسان صادرات قیمت نفت بر رشد اقتصادی پرداخته و صادرات نفت را در دو حالت ثبات و نوسان به‌طور جداگانه مورد کنکاش قرار داده و به نتایج جالبی دست ‌یافته‌اند از جمله اینکه صادرات نفت بیشتر از طریق واردات تأثیر خود را بر رشد اقتصادی اعمال می­نماید.

زراءنژاد و همکاران (1386)، مقاله­ای را ارائه دادند با عنوان" مدل تصریح خطا برای مصرف خصوصی در ایران" که رهیافت­های این مقاله این بود که مصرف خصوصی و درآمد دائمی هم جمع هستند و رابطه بلندمدت با هم دارند و میل نهایی به مصرف در بلندمدت 83/0است.

ابریشمی و همکاران (1387)، اثر نوسان قیمت نفت بر رشد اقتصادی گروهی از کشور­های پیشرفته صنعتی (OECD[[30]](#footnote-30)) که از کشورهای خالص صادرکننده نفت می­باشند ازجمله نروژ، انگلستان و کانادا را موردبررسی قراردادند و به این نتیجه رسیدند که شوک کاهش قیمت نفت اثر معنی­داری بر رشد GDP ندارد و یا تأثیرش بسیار جزئی است و این در حالی است که تأثیر افزایش قیمت نفت معنی­دار و بیشتر از اثر کاهش قیمت نفت است و یا به عبارتی نوسانات نفتی به‌صورت نامتقارن بر رشدGDP تأثیر می­گذارد.

سوری و همکاران (1387)، با مقاله­ای تحت عنوان" تخمین تابع مصرف بخش خصوصی در ایران" میل نهایی به مصرف از درآمد قابل‌تصرف را در بلندمدت و کوتاه­مدت به ترتیب 49/0 و37/0 برآورد کردند و همچنین حجم نقدینگی به‌عنوان معیاری برای ثروت حقیقی جامعه به میزان1/0 دارای اثر مثبت و معنی­دار بر هزینه­های مصرف بخش خصوصی دارد.

صمدی و همکاران (1388)، با استفاده از مدل خود توضیح برداری برای دوره 1384-1344 به بررسی تأثیر شوک­های نفتی بر روی متغیرهای کلان در ایران پرداختند و برای شناسایی تأثیر شوک­های نفتی بر روی متغیرها از تکنیک تابع عکس­العمل تحریک استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که بر متغیرهای تولیدات بخش صنعت، شاخص قیمت مصرف­کننده، واردات و نرخ ارز نسبت به شوک مثبت در قیمت نفت واکنش نشان می­دهند.

صادقی و همکاران (1389)، به بررسی تأثیر افزایش قیمت حامل­های انرژی بر سه متغیر مهم اقتصاد کلان: رشد تولید ناخالص ملی، تورم و مصرف بخش خصوصی در دوره 1386-1370با استفاده از مدل خود رگرسیون ساختاری پرداخته و به نتایج جالبی دست‌یافته ازجمله اینکه حدود40 درصد از نوسانات تورم با تکانه­های شاخص قیمت انرژی قابل توضیح است و اینکه در بلندمدت شوک­های قیمت انرژی حدود20 و11 درصد از نوسانات مصرف بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی را توضیح می­دهد.

سلمانی و همکاران (1389)، با مطالعه‌ای که در کشورهای منطقه منا برای سال­های 2006-1975 انجام دادند به این نتیجه رسیدند که متغیر نابرابری درآمد و نرخ بهره حقیقی تأثیر منفی و معنی­دار بر مصرف بخش خصوصی داشته درحالی‌که تأثیر متغیر درآمد سرانه بر مصرف بخش خصوصی مثبت و معنی­دار است.

غیاثوند و یاهو (1389)، در مقاله­ای با عنوان تأثیرات نامتقارن تغییرات قیمت نفت بر مصرف بخش خصوصی و دولتی در ایران" برای دوره زمانی 1386-1350 که با روش حداقل مربعات معمولی انجام دادند به این نتیجه رسید که شوک­های قیمت نفت بر مصرف بخش ­دولتی تأثیر بیشتری نسبت به مصرف بخش خصوصی دارد و تأثیر شوک­های مثبت و منفی قیمت نفت بر مصرف بخش خصوصی و دولتی نامتقارن است.

کمیجانی و مهمان‌دوستی (1389)، در مقاله‌ای با عنوان "سنجشی از تأثیر شوک‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران" که به نتایج جالبی دست یافتند ازجمله اینکه شوک‌های نفتی تأثیر بی­شماری بر رشد اقتصادی کشور ایران دارد و این در حالی است که شوک‌های پولی بر رشد اقتصادی تأثیر ندارند.

حبیبی باغی (1389)، با مقاله­ای تحت عنوان" عضویت در سازمان تجارت جهانی و اقتصادهای وابسته به نفت خام" با طرح این پرسش که عضویت ایران به­عنوان کشوری که نفت 90% صادرات این کشور را تشکیل می­دهد در سازمان تجارت جهانی تأثیری بر رشد اقتصادی ایران دارد؟ با بررسی این موضوع به این نتیجه رسید که عضویت در سازمان تجارت جهانی به‌خودی‌خود منجر به صنعتی شدن کشور مزبور نمی­شود.

شیرخانی و همکاران (1389)، تئوری نفرین منابع یا نحوه مدیریت درآمدهای نفتی را در دو کشور ایران و نروژ مقایسه کردند و چنین بیان کردند که منابع نفتی به‌خودی‌خود نفرین منابع تلقی نمی­شود بلکه اشتباه در نحوه مدیرت درآمد­­های حاصل از نفت است که این امر را موجب می‌شود و نشان دادند که نروژ از مکانیسم حساب ذخیره ارزی که برای کنترل نوسانات قیمت نفت ایجادشده نسبت به ایران استفاده موفق­تری داشته است.

پیری و همکاران (1390)، اثر بی‌ثباتی صادرات نفت بر رشد بخش کشاورزی را به پیروی از مدل فدر(1982)، با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه توزیعی برای دوره زمانی 1386-1350موردبررسی قراردادند و به این نتیجه دست یافتند که تأثیر شاخص بی­ثباتی صادرات نفت بر ارزش ‌افزوده بخش کشاورزی معنی­دار و منفی است.

نعمت اللهی و مجدزاده طباطبایی (1390)، با ارائه مقاله­ای تحت عنوان" تأثیر نوسانات قیمت نفت اوپک بر تراز تجاری ایران" به دنبال یافتن رابطه­ای بین قیمت نفت اوپک و تراز تجاری بودند که در این راستا از روش خود توضیحی با وقفه گسترده برای دوره زمانی 1385-1346 استفاده شده است و به این نتیجه رسیدند که تغییرات قیمت نفت سبد اوپک در کوتاه­مدت و بلندمدت تأثیر معنی­دار و منفی بر تراز ­تجاری دارد.

قنبری و همکاران (1390)، با استفاده از مدل چند متغیره­ی تعمیم‌یافته‌ی راه گزینی مارکوف با عنوان مدل تصحیح خطای برداری راه گزینی مارکوف (MS-VECM) و واردکردن متغیرهای ارزش‌افزوده‌ی واقعی بخش صنعت، نرخ ارز مؤثر واقعی، نرخ تورم، مقدار مصرف دولتی واقعی، واردات واقعی و قیمت نفت واقعی در مدل، اثر نامتقارن شوک­های قیمت نفت خام را در دو حالت رکود و رونق‌بخش صنعت موردبررسی قراردادند و نشان دادند که متغیرهای مدل در هنگام نوسان قیمت نفت در دو حالت رکود و رونق رفتار نامتقارن دارند و با حرکت از حالت رکود به حالت رونق شدید بخش صنعت، فاکتورهای اثرگذاری منفی افزایش قیمت نفت بر روی اقتصاد ایران افزایش می­یابد.

جهادی و علمی (1390)، در مقاله خود به تحقیق در مورد تأثیر شوک­های نفتی در رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک پرداختند و به این نتیجه رسیدند که از بین کشورهای عضو اوپک ایران و امارات بیشترین وابستگی را به نفت دارند و اکوادور و اندونزی کمترین وابستگی را به نفت دارند.

حسن‌زاده و همکاران (1390)، به بررسی تأثیری که نوسانات قیمت نفت بر روی رفاه خانواده­ها در دهک­های متفاوت درآمدی دارد را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که افزایش قیمت نفت نسبت به کاهش قیمت نفت تأثیر بیشتری بر رفاه، درآمد و هزینه خانواده­ها دارد و کاهش قیمت نفت فشار یکسانی را به ثروتمندان و فقرا ایجاد می­کند.

عاقلی و امامقلی پور (1391)، در مقاله­ای با عنوان" تأثیر ثروت بر مصرف بخش خصوصی در ایران" به دنبال پاسخ‌گویی به این پرسش است که دارایی مالی چه تأثیری بر مصرف بخش خصوصی در ایران با استفاده از روش خود ­رگرسیون برداری با وقفه توزیعی با استفاده از داده­های فصلی برای دوره 1375:1 تا 1389:4 انجام‌شده و به این نتیجه رسیدند که میل نهایی به مصرف ناشی از درآمد قابل‌تصرف 361/0 و در بلندمدت 686/0 و در کوتاه‌مدت و بلندمدت میل نهایی به مصرف ناشی از ثروت مالی در کوتاه­مدت و بلندمدت به ترتیب 261/0و 497/0هستند.

فلاحی و همکاران (1392)، به بررسی اثرات نامتقارن شوک­های نفتی بر تولید ایران پرداخته و از اطلاعات سری زمانی فصلی برای دوره 1369:1 تا 1386:4با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که شوک­ها را می­توان به‌صورت شوک مثبت و منفی تفکیک کرد که تأثیر نامتقارن در تولید بر جای می­گذارند.

افشاری و همکاران (1392)، با مقاله­ای تحت عنوان بررسی پایداری مالی در ایران به این نتایج دست یافتند که دولت­مردان ایران از منبع خدادادی نفت بیشتر در جهت حذف کسری بودجه و بدهی­های دولت استفاده نامطلوب کردند و درآمدها و مخارج دولت از هم مستقل بوده و با ادامه این روند پایداری مالی برای کشور به دست نمی­آید.

محمدی و برات زاده (1392)، با توجه به این نکته که 60 درصد درآمد دولت و80 درصد درآمد صادرت ایران از نفت و گاز است بر آن شده­اند که به بررسی رابطه تأثیر شوک­های حاصل از کاهش درآمد نفتی بر روی مخارج دولت و نقدینگی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که شوک­های درآمد نفتی بر مخارج عمرانی و مخارج جاری و نقدینگی تأثیر دارد.

بهپور و صمدی (1392)، تأثیر نوسانات قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی را در دوره زمانی 1390-1369 با استفاده از الگوی خود توضیح برداری با وقفه­های توزیع‌شده را موردبررسی قراردادند و دریافتن که رابطه معنی­داری بین قیمت نفت و قیمت مواد غذایی در کوتاه­مدت و بلندمدت وجود ندارد.

مهرگان و سلمانی (1393)، تأثیر شوک­های قیمتی پیش‌بینی‌نشده نفت و رشد اقتصادی را با استفاده از مدل­های چرخشی مارکف برای ایران مورد بررسی قراردادند و به این نتیجه رسیدند که شوک­های پیش‌بینی‌نشده مثبت در مقایسه با شوک­های منفی هم­اندازه دارای تأثیر کمتر اما ماندگاری بیشتر هستند و موجب بهبود رشد اقتصادی می­شوند اما و رشد بالای اقتصادی کشور را تضمین نمی­کنند و شوک­های منفی می­توانند مانع رشد اقتصادی بالا بشوند اما قادر نیستند اقتصاد کشور را در وضعیت رشد اقتصادی پایین نگه­دارند.

### مطالعات خارجی

جیمنز-رودریگز[[31]](#footnote-31) (2002)، با استفاده از یک روش غیرخطی نشان داد که تغییرات قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی دارای اثر معنی­دار و منفی است.

هامیلتون[[32]](#footnote-32) (2003)، در مطالعه­ای که در حوزه نفت انجام داد نشان داد که رابطه غیرخطی بین فعالیت­های اقتصادی و قیمت نفت برقرار است و افزایش قیمت نفت بر اقتصاد تأثیر دارد و همچنین تأثیر افزایش قیمت نفت زمانی که بعد از یک دوره ثبات قیمت نفت انجام می­شود دارای تأثیر بیشتری است نسبت به زمانی که این افزایش قیمت نفت بعد از یک دوره کاهش قیمت نفت صورت می­گیرد. و این در حالی است که کاهش قیمت نفت بر اقتصاد اثری ندارد.

بهاتاچاريا و توماکاس[[33]](#footnote-33) (٢٠٠٣)، با مطالعه‌ای که در سه کشور آمريکا، انگليس و ژاپن در مورد چگونگی و تأثیر اشاعه نرخ ارز بر پیش­بینی تورم CPI و PPI انجام دادند دریافتند که نتايج پیش‌بینی‌های تورمی با در نظر گرفتن تأثیرات اشاعه نرخ ارز و قيمت واردات بر CPI و PPI تحت تأثیر قرار مي­گيرد.

کونادو وگراسیا[[34]](#footnote-34) (2005)، اثر تکانه­های نفتی بر فعالیت‌های اقتصادی و قیمت مصرف‌کننده را برای دوره زمانی1975:1 تا 2005:2 برای شش کشور آسیایی را مورد بررسی قراردادند و به این نتیجه دست یافتند که تکانه‌های نفتی بر فعالیت‌های اقتصادی و شاخص قیمت مصرف‌کننده آثار چشمگیر و نامتقارن دارد.

گوا و کلیسن[[35]](#footnote-35) (2005)، با استفاده از واریانس فصلی قیمت‌های معاملات آتی نفت در بورس که به‌عنوان شاخص نوسانات قیمت نفت درنظر گرفتند و دریافتند که نوسانات قیمت نفت تأثیر مثبت بر نرخ بیکاری و تأثیر منفی بر مصرف سرمایه‌گذاری ثابت و اشتغال در اقتصاد آمریکا دارد.

مهرا و پترسون[[36]](#footnote-36) (2005)، نتیجه می­گیرند که زمانی که مصرف­کنندگان با تغییرات در قیمت نفت مواجه می­شوند، آن‌ها ممکن است الگوی مصرفی خود را به‌صورت برنامه‌ریزی‌شده تغییر دهند. همچنین اگر تغییرات قیمت نفت به‌صورت ناگهانی و از قبل پیش‌بینی‌نشده باشد، مصرف­کنندگان با تخصیص مجدد الگوی مصرفی خود واکنش نشان داده و این می­تواند موجب عدم تعادل در اقتصاد شود.

آنشاسی و همكاران[[37]](#footnote-37) (2006)، ، به بررسی ارتباط قیمت نفت با درآمدهای دولت، رشد اقتصادی، مصرف و سرمایه­گذاری می­پردازد. آن‌ها مطرح می­کنند که وابستگی اقتصاد ونزوئلا به قیمت نفت افزایش‌یافته و این افزایش وابستگی، با رشد کمتر بخش­های کشاورزی و صنایع غیرنفتی همراه بوده است. نتایج نشان می­دهد که اثر تغییرات قیمت نفت بر کارایی اقتصاد ونزوئلا منفی است و این کشور از نفرین منابع رنج می‌برد.

کولوگنی و مانر[[38]](#footnote-38)ا (2007)، در مطالعه‌ای که در کشورهای G7 در مورد رابطه بین قیمت نفت، تورم و نرخ بهره انجام دادند و دریافتند که تکانه­های قیمت نفت دارای تأثیر بیشتری بر تولید انگلستان و کانادا دارند و بر اساس تحلیل عکس‌العمل آنی پاسخ معنی­داری از تولید به تکانه­های قیمت نفت در سطح معنی­داری 5 درصد برای همه کشورها وجود نداشت.

آکانی[[39]](#footnote-39) (2008)، در مطالعاتی که در مورد کشورهای تولیدکننده نفت انجام داده بیان می­کند که ثروت نفت بر این کشورها بلایی اقتصادی است و همچنین سبب قدرت دادن و تجمع ثروت در دست دولت می­شود و افزایش قیمت نفت در این کشورها سبب افزایش عرضه و تقاضا می­شود ولی به دلیل پرداخت یارانه به بخش­های که انرژی به‌عنوان نهاده مصرف می­شود هزینه­های تولید افزایش نمی­یابد و ثروت نفت موجب بروز بیماری هلندی در این کشورها می­شود.

فرزانگان و ماکوادور[[40]](#footnote-40) (2009)، در مقاله­ای با عنوان "اثر شوک قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران " برای دوره زمانی1975 تا 2006 با استفاده از مدل خود برگشت‌پذیر، رابطه شوک­های قیمت نفت و متغیرهای اصلی اقتصاد کلان را در ایران مورد بررسی قرار داده و دریافتند که شوک­های مثبت قیمت نفت ارزش پول داخلی را در میان­مدت افزایش می­دهد و نرخ ارز مؤثر واقعی را تحت تأثیر قرار می­دهد و تولید داخلی سرانه واردات حقیقی به میزان چشمگیری افزایش می­یابد. همچنین شوک‌های منفی آثار نامطلوب بیشتری را روی اقتصاد ایران برجای می­گذارند.

الوم و همکاران[[41]](#footnote-41) (2011) ، در مطالعه‌ای اثر سرریز قیمت نفت بر روی قیمت مواد غذایی را در تعدادی از کشورهای آسیایی انجام دادند و دریافتند که قیمت نفت دارای تأثیر مثبت بر روی قیمت مواد غذایی دارد که این رابطه بیشتر در کوتاه‌مدت برقرار است و در بلندمدت از بین می­رود.

وایمی و فاو[[42]](#footnote-42) (2011)، با مطالعه‌ای که در کشور نیجریه با استفاده از مدل VAR و علیت گرنجر انجام داد نشان داد که شوک‌های مثبت قیمت نفت علیت تورم، تولید، نرخ واقعی ارز مخارج نیست این در حالی است که شوک‌های منفی قیمت نفت به‌ صورت معنی‌دار نرخ واقعی ارز و تولید را در کشور نیجریه تحت تأثیر قرار می‌دهد.

چن و هسو[[43]](#footnote-43) (2012) در مطالعه‌ای که برای 84 کشور جهان با استفاده از داده‌های پانلی انجام دادند و دریافتند که نوسانات قیمت نفت موجب کاهش تجارت بین‌المللی می­شود.

اودو و همکاران[[44]](#footnote-44) (2012)، در مطالعه‌ای که در کشور نیجریه انجام دادند به بررسی تأثیر قیمت نفت بر روی قیمت داخلی مواد غذایی پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که رابطه علی مثبت بین قیمت نفت و قیمت مواد غذایی وجود دارد و افزایش قیمت نفت موجب افزایش قیمت مواد غذایی می­شود.

ایو و همکاران[[45]](#footnote-45) (2012)، با بررسی و ارائه دادن 71 شاخص اقتصادی و با استفاده از مدل عامل ساختاری داینامیکی، نتیجه می­گیرند که شوک­های نفتی ابتدا موجب تغییرات در تورم و سپس به وسیله­ی طرف عرضه اقتصاد بر تعادل حقیقی تأثیر می­گذارند.

مارتین و سابرامانیان[[46]](#footnote-46) (2013)، با مطالعه‌ای که در کشور نیجریه به­عنوان کشور صادرکننده نفت انجام داد به این نتایج دست یافتند که نهاده­های اقتصادی این کشور به‌شدت تحت تأثیر منفی درآمدهای نفتی قرارگرفته‌اند و پیشنهادی که برای حل این معضل ارائه کردند این‌چنین بیان داشتند که درآمدهای نفتی بایستی به‌صورت مستقیم در میان مردم توزیع شود.

ژانگ و همکاران[[47]](#footnote-47) (2014) در مقاله‌ای با عنوان" شوک بین‌المللی نفت و مصرف خانوار در چین" نتیجه می­گیرند که نه­تنها شوک­های نفتی می­تواند به مخارج مصرفی مصرف­کنندگان تأثیر بگذارد، بلکه طبیعت و ماهیت چنین تأثیری می­تواند برای هر یک از متغیر­های مصرفی (مانند حمل‌ونقل یا خدمات پزشکی و ...) متفاوت باشد. آن‌ها نتیجه می­گیرند که شوک­های نفتی بر کالاهایی است که وابسته به حمل‌ونقل هستند (مانند مسافرت، تفریح و...) اثر فوری و مستقیم و در بقیه موارد (مانند لباس و خدمات پزشکی و ...) این اثر چندان قابل‌توجه نیست.

بروداستاک و همکاران[[48]](#footnote-48) (2014)، با مطالعه‌ی رابطه میان قیمت­های نفتی و عملکرد بازارهای مالی در کشورهای اقیانوسیه استدلال می­کنند که مکانیسم انتقال شوک‌های قیمتی نفت به مخارج مصرفی داخلی می­تواند از دو کانال مستقیم و غیرمستقیم به وقوع به­پیوندد. کانال مستقیم از طریق افزایش هزینه حمل‌ونقل و کانال غیرمستقیم افزایش هزینه خدمات ناشی از افزایش قیمت نفت که مصرف خانوار را تحت تأثیر قرار می­دهد.

# فصل سوم

# 

# روش‌شناسی تحقیق

## مقدمه

این تحقیق با استفاده از مدل­هایGARCH[[49]](#footnote-49) وARCH[[50]](#footnote-50) اقدام به تعیین اثرات نوسانات قیمت نفت روی مصرف بخش خصوصی می­گردد.برای این منظور از آزمون­های ریشه واحد برای پایایی متغیرها و همچنین از روشGARCH برای برآورد اثر نوسانات قیمت نفت استفاده می­شود و از روش خود رگرسیونی با وقفه توزیعی برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت نوسانات قیمت نفت روی مصرف بخش خصوصی استفاده می­شود.

## سری­های زمانی

‌‌هدف از تجزیه‌ و تحلیل الگوهای سری­های زمانی، مطالعه ساختار پویای داده­ها است. رویکرد اساسی در تجزیه‌ و تحلیل سری­های زمانی، بررسی الگوی حاکم برگذشته یک متغیر و استفاده از اطلاعات مذکور برای پیش­بینی رفتار آینده آن می­باشد. فرض می­شود عواملی که رفتار گذشته یک سری را تعیین می­کنند، در رفتار آتی آن نیز مؤثرند. در سری­های زمانی مشاهدات پیاپی عموماً وابسته به یکدیگر هستند. سری زمانی مجموعه­ای از مشاهدات مربوط به یک یا چند متغیر است که به‌طور دنباله­ای در طی زمان مشاهده و ثبت می­شوند. ابتدا و انتهای یک سری زمانی باید مشخص باشد. در سری زمانی داده‌ها اغلب مستقل نبوده و دارای وابستگی دنباله­ای هستند.

### هدف تحلیل سری زمانی

توصیف داده­ها: با رسم نمودار و محاسبه معیار­های مناسب، برای کشف الگوهای موجود.

پیش‌بینی: تعیین مقادیر آینده یک سری زمانی از روی مقادیر حال و گذشته.

مدل‌سازی: تبیین رفتار تصادفی یک متغیر در طی زمان با یک مدل احتمالی.

کنترل: کنترل رفتار یک متغیر برای رویه­های اقتصادی و سیاسی.

## ایستایی

ایستایی:ایستایی یک مفهوم کلیدی در فرایندهای سری زمانی است، یک سری زمانی کوواریانس ایستا، نامیده می­شود زمانی که سه خصوصیت زیر را داشته باشد:

1-رفتار برگشت به میانگین داشته باشد، یعنی اینکه نوساناتش در اطراف یک میانگین ثابت بلندمدت باشد.

2-دارای واریانس محدود باشد که در طول زمان ثابت است.

3- دارای همبسته نگاری باشد که وقتی طول وقفه افزایش می‌یابد، رو به کاهش باشد.

به عبارت ساده­تر یک سری زمانیYt زمانی ایستا است که :

الف) E(Yt )برای تمامیt ها مقدار ثابت داشته باشد.

ب) var(Yt) برای تمامیt ها مقدار ثابت داشته باشد.

‌‌‌ج) cov(Yt,Yt+k )برای تمام tها و زمانی که k≠0 مقداری ثابت باشد.

شوک­های وارد شده به یک سری زمانی ایستا، الزاماً دارای آثار موقتی هستند، به این معنی که طی زمان آثار شوک­ها به‌تدریج پراکنده‌شده و سری­ها به سمت میانگین بلندمدت خود برگشت خواهند کرد. ازاین‌رو، پیش­بینی­های بلندمدت سری­های زمانی ایستا، به سمت میانگین غیرشرطی آن‌ها همگرا خواهد بود.(کرباسی و همکاران، 1392، 295).

اما از آنجایی‌که سری­های زمانی اقتصاد کلان عموماً نا پایا هستند، به‌ویژه متغیرهای اسمی که در شرایط تورمی روندی صعودی دارند، لازم است که اقتصاد سنجان کاملاً به عواقب و مشکلات استفاده از داده­های سری زمانی نا پایا و امکان بروز رگرسیون کاذب در کا‌‌رها‌ی تجربی خود واقف بوده و در صورت ناایستا بودن سری باید با روش­هایی (تفاضل­گیری‌ و لگاریتم­گیری) سری تحت بررسی را ایستا کرد؛ چراکه اساس رهیافت باکس- جنکینز، مستلزم آن است که سری مورد بررسی ایستا بوده و مدل وارون­پذیر باشد. وارون‌پذیری موضوعی است که عمدتاً در ارتباط با فرایندهای میانگین متحرک(MA) مطرح می­شود. سریYt زمانی معکوس‌پذیر است که بتوان آن را به‌صورت یک فرایند اتورگرسیو همگرا یا با درجه متناهی نشان داد. وارون‌ پذیری خصوصیت مهمی است زیرا استفاده از ACF[[51]](#footnote-51) وPACF[[52]](#footnote-52) برای تشخیص، به‌طور ضمنی مستلزم این فرض است که سری Yt را می­توان به‌طور مناسب توسط یک فرایند خود بازگشت تقریب زد (همان، 302).

## ‌آزمون­های ریشه واحد و پایایی

در سری­های زمانی ایستا، اثر شوک­ها به‌صورت موقت بوده و طی زمان این آثار به‌تدریج، همان‌طور که سری­ها به سمت میانگین بلندمدتشان حرکت می­کنند، حذف خواهند شد. از طرف دیگر، سری‌های زمانی نا ایستا الزاماً مشتمل بر اجزای دائمی بوده، و از این‌رو میانگین یا واریانس سری­های زمانی ناایستا، الزاماً به عامل زمان بستگی خواهد داشت. این موضوع سبب می­شود که این قبیل سری‌ها :

الف)یک میانگین بلندمدت که سری به آن بازگشت نماید را نداشته باشند

ب) واریانس به زمان بستگی داشته باشد و همان‌گونه که زمان به سمت بی‌نهایت میل می­کند، واریانس نیز به سمت بی‌نهایت میل نماید.

یک سری ایستا دارای همبستگی نگار نظری است که با افزایش طول وقفه به سمت صفر حرکت خواهد کرد، درحالی‌که همبستگی نگار نظری سری­های زمانی ناایستا با افزایش طول وقفه سریعاً به سمت صفر کاهش پیدا نمی­کند. اما این روش، روش دقیق و کاملی نیست، زیرا یک فرایند نزدیک به ریشه واحد، شکل تابع خودهمبستگی(ACF) مشابهی را با یک فرایند ریشه واحد واقعی خواهد داشت. از این‌رو چیزی را که برای یک محقق ممکن است به‌عنوان ریشه واحد در نظر گرفته شود، برای محقق دیگر به‌عنوان فرایند ایستا در نظر گرفته شود. اکثر سری­های زمانی اقتصاد کلان دارای روند زمانی بوده و ناایستا هستند. مشکلی که در خصوص داده­های ناایستا یا دارای روند وجود دارد، این است که روش­های رگرسیون استانداردOLS منجر به نتایج نادرست می­گردد. می­توان نشان داد که در چنین مواقعی مقادیر بسیار بالای R² به دست می­آید (برخی اوقات حتی بالاتر از % 95) و همچنین مقادیر بسیار بالایی برای نسبت‌های t ممکن است به دست آید (برخی اوقات حتی نسبت­های بالاتر از 4) درحالی‌که متغیرهای استفاده‌شده در تحلیل­ها هیچ‌گونه ارتباطی با یکدیگر ندارند. رگرسیون کاذب عمدتاً دارایR² بسیار بالا است و آماره‌های t آن حاکی از معنی‌دار بودن برآوردها است، اما نتایج فاقد هرگونه معنی یا تفسیر اقتصادی است. این موضوع به خاطر این است که برآوردهای OLS ممکن است سازگار نبوده و از این‌رو آزمون­های مربوط به استنباط آماری نیز معتبر نخواهد بود.

گرنجر و نیوبولد (1974) قاعده سرانگشتی زیر را برای کشف رگرسیون‌های کاذب پیشنهاد کردند چنانچه:

باشد، در این صورت رگرسیون باید کاذب باشد. R² > DW یا R²≅1.

آزمون­های دیکی فولر و تعمیم‌یافته آن، آزمون فیلیپس پرون و آزمون KPSSو آزمون لامزداین پاپل با در نظر گرفتن شکست ساختاری به‌صورت درون‌زا، برای بررسی مانایی متغیرها استفاده می­شود.

## معرفی الگو

در این تحقیق برای برآورد نوسانات قیمت نفت از مدل­ها GARCH استفاده خواهد شد و برای برآورد رابطه کوتاه­مدت و بلندمدت نوسانات قیمت نفت با مصرف بخش خصوصی از مدل خود رگرسیونی با وقفه توزیعی استفاده خواهد شد.

### آزمون ناهمسانی واریانس

روش‌های سنتی اقتصادسنجی، برای رفع مشکل غیر ساکن بودن در واریانس(ناهمسانی واریانس) از یک تبدیل تثبیت‌کننده واریانس استفاده می­کردند. معمولاً وقتی‌که میانگین یک فرایند تصادفی تغییر می­کند واریانس آن نیز همراه آن تغییر می­کند، این موضوع را به شکل زیر بیان می­کنیم :

|  |  |
| --- | --- |
| (3-1) |  |

که در آن c یک مقدار ثابت مثبت و میانگین فرایند تصادفی است. حال سؤال این است که تابعT را چگونه انتخاب کنیم که سری تبدیل یافته دارای واریانس ثابت باشد. تابع مورد نظر را به‌وسیله سری تیلور حول تقریب می‌زنیم، درنتیجه خواهیم داشت :

|  |  |
| --- | --- |
| (3-2) |  |

که در آن مشتق اول است که در نقطه تعیین مقدار می­گردد. با گرفتن واریانس از طرفین رابطه فوق داریم :

|  |  |
| --- | --- |
| (3-3) |  |

درنتیجه برای اینکه ثابت باشد، تبدیل تثبیت‌کننده واریانس یعنی باید طوری تعیین شود که داشته باشیم : ‌

|  |  |
| --- | --- |
| (3-4) |  |

درنتیجه خواهیم داشت :

|  |  |
| --- | --- |
| (3-5) |  |

برای مثال اگر انحراف معیار یک سری متناسب با سطح آن تغییر کند به‌طوری‌که داشته باشیم ، آنگاه برابر خواهد بود با:

|  |  |
| --- | --- |
| (3-6) |  |

در نتیجه تبدیل لگاریتمی سری باعث تثبیت واریانس می­گردد. به‌طورکلی برای تثبیت واریانس از تبدیل زیر که به تبدیل باکس – کاکس معروف است استفاده می­شود:

|  |  |
| --- | --- |
| (3-7) |  |

که در آن پارامتر تبدیل نامیده می­شود؛ اما چند نکته مهم در این تبدیلات باید در نظر داشت: اولاً این تبدیلات تنها برای سری­های مثبت به کار می­روند. ثانیاً این تبدیلات در صورت نیاز باید قبل از هر تبدیل دیگری مثل تفاضل­گیری به‌ کاربرده شوند. در اقتصاد معمولاً سری‌های زمانی از طریق لگاریتم گیری، ساکن در واریانس می­شوند؛ به همین دلیل تجزیه‌وتحلیل سری­های زمانی عموماً بر روی لگاریتم متغیرها (بدون آنکه حتی آزمونی در این خصوص انجام شود) صورت می­گیرد. لذا روش‌های سنتی اقتصادسنجی برای سری­های غیر ساکن ضعیف(که میانگین و واریانس آن‌ها متغیر هستند ) از طریق لگاریتم گیری ابتدا آن را ساکن در واریانس، و سپس با تفاضل­گیری آن‌ها را ساکن در میانگین می­کردند (ابریشمی و مهرآرا، 1385، 126-127).

اما بسیاری از سری زمانی­های اقتصادی فاقد میانگین ثابت هستند. اکثر سری­های زمانی مالی و اقتصادی نشان ‌دهنده دوره­هایی از نوسانات شدید و غیرمعمول هستند که به دنبال آن دوره­هایی با آرامش بیشتر و نوسانات کمتر وجود دارد. این موضوع به این معنی است که مقدار مورد انتظار جملات اخلال در یک سری دوره­های خاص وقتی با سایر دوره‌ها مقایسه می­شود، می­تواند بیشتر باشد. علاوه بر این به نظر می­رسد که دوره­هایی با ریسک بیشتر به‌صورت متمرکز بوده و به دنبال آن دوره­هایی با نوسان کمتر وجود داشته باشد که این دوره‌ها نیز به‌صورت متمرکز هستند. به‌عبارت‌دیگر مشاهده می­کنیم که تغییرات بزرگ در بازدهی سهام، متعاقب با تغییرات بزرگی در بازدهی سهام خواهد بود و برعکس. این پدیده همان چیزی است که تحلیل­گران مالی آن را خوشه­ای نوسان می­نامند. تحت این شرایط فرض وجود واریانس ثابت یا واریانس همسانی، فرضی محدودکننده بوده و بهتر است الگوهایی بررسی شود که به واریانس اجازه داده شود تا به مقادیر گذشته یا زمانی خوش بستگی داشته باشد؛ یا واژه مناسب­تر آن است که واریانس غیرشرطی (که پیش‌بینی بلندمدت واریانس بوده و می‌تواند به‌صورت ثابت در نظر گرفته شود) بررسی نشود، بلکه واریانس شرطی که مبتنی بر بهترین مدل مربوط به متغیرهای تحت بررسی است، مورد بررسی قرارگیرید. درواقع بخش فراوانی از تحقیقات اخیر اقتصادسنجی، بر روی تعمیم روش باکس –جنکینز به تحلیل این دسته از متغیرهای سری زمانی متمرکزشده است (کرباسی و همکاران، 1392، 317-318).

**3-5-1-1: آزمون آرچ[[53]](#footnote-53)**

انگل[[54]](#footnote-54) (1972) نشان داد که به‌جای تبدل داده­ها، وقتی‌که انتظار داریم واریانس شرطی ثابت نباشد، می­توان میانگین و واریانس یک سری از داده­ها را به‌صورت همزمان مدل‌سازی کرد. اولین مدل ARCH توسط انگل در سال 1982ارائه شد.‌ ساده‌ترین شکل مدل­های واریانس ناهمسان شرطی حاصل­ضربی که انگل (1982) ارائه کرده است عبارت است از :

|  |  |
| --- | --- |
| (3-8) |  |

که در آن عبارت است از فرایند نوفه سفید با میانگین صفر و واریانس یک. ویژگی­های اساسی دنباله (همچنین ویژگی‌های فرایندARCH) این است که میانگین شرطی و میانگین غیرشرطی (خودهمبستگی‌های خطی )‌ آن برابر صفر است، اما نکته اساسی در اینجا این است که این جملات خطا مستقل نیستند و از طریق گشتاور دوم با یکدیگر در ارتباط هستند. واریانس غیرشرطی آن مقدار ثابت می‌باشد. اما تمام تأثیر فرایند خطای فوق در واریانس شرطی ظاهر می‌شود. از آنجا که لذا واریانس مشروط به مقادیر گذشته و و… عبارت است از:

|  |  |
| --- | --- |
| (3-9) |  |

در معادله فوق واریانس شرطی وابسته به مقادیر تحقق‌یافته می‌باشد. مدل فوق یک مدلARCH(1) بوده و برخلاف مدل­های اتورگرسو عادی، در مدل فوق ضرایب و مقید هستند. زیرا برای اطمینان از آنکه واریانس شرطی هیچ‌گاه منفی نباشد، لازم است فرض کنیم که و مثبت هستند. برای اطمینان از ثبات فرایند فوق لازم است که قید را اعمال کنیم(شاهدانی و شوال پور، 1393، 256).

از حیث نظري هم برآورد واريانس شرطي حائز اهميت است. در تابع چگالي شرطي براي نوشتن تابع راست نمایی مشاهدات بايد از ميانگين و واريانس شرطي بازدهي­ها استفاده كرد. توزيع شرطي يك بازدهي داراي واريانس ناهمساني شرطي است و به اين دليل در نظر گرفتن اين ويژگي سبب دستيابي به برآوردگرهاي حداکثر راست نمایی ‌كارا می­شود. از سوی ديگر در پاره­اي از موارد مشاهده مي­گردد كه، جزء پسماند يك معادله برازش شده AR‌IMA، عليرغم مانا بودن بازدهی (فرایند تصادفی موردمطالعه ) برایp و q هاي مختلف نوفه سفيد نمي­گردد، اين بدان معني است كه جزء پسماند با مشکل وجود اثرات ARCH، یعنی واریانس خود همبسته شرطي روبرو است. نکته قابل‌ تأمل دیگر این است که حتی در مواردی که جزء پسماند نوفه سفید باشد، این احتمال وجود دارد که بین جزء مقادیر پسماند، رابطه غیرخطی به‌صورت سیستماتیک برقرار باشد. برای لحاظ کردن این اطلاعات غیرخطی موجود در میان پسماند‌های رگرسیون در هنگام تخمین پارامترهای مدلAR‌IMA، مدل­های خانواده ARCH و در حالت تعمیم‌یافته آن مدل­های خانواده GARCH ابزار تحلیلی مناسبی می­باشند (اقتصادسنجی مالی ، کشاورز حداد، در دست چاپ).

3-5-1-2مدل[[55]](#footnote-55)GARCH

مدل ARCH انگل خاطرنشان ساخت که واریانس جملات پسماند در زمان t به مجذور عناصر خطا در دوره­های گذشته بستگی دارد. اما بالرسو(1986) توانست الگوی ارائه‌شده توسط انگل را توسعه دهد. وی روشی را ابداع نمود که بر اساس آن واریانس شرطی می­تواند یک فرایندARMA باشد. فرض می­کنیم فرایند خطا دارای الگوی زیر باشد:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-10)** |  |

به‌طوری‌که و میانگین شرطی و غیرشرطی صفر بوده و واریانس شرطی است که برابر است با:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-11)** |  |

یکی از مزایای آشکار مدل GARCH در این است که، در برخی موارد میگوییم به ‌جای یک مدل ARCH مرتبه بالا، یک مدل GARCH را جایگزین کنیم، که در آن اصل صرفه‌جویی بیشتر رعایت شده و تشخیص و تخمین آن آسان‌تر است. به‌عنوان‌ مثال در مدل فوق لازم است تمام ضرایب مثبت باشند. از سویی دیگر برای آنکه واریانس مقداری متناهی باشد، لازم است تمامی ریشه­های مشخصه معادله فوق، درون دایره واحد جای داشته باشند. واضح است که هرچه در مدل اصل صرفه‌جویی بیشتر رعایت شده باشد؛ تعداد محدودیت­های ضرایب نیز کمتر خواهد بود.

ویژگی اصلی مدل‌های GARCH در آن است که، واریانس شرطی اجزای اختلال دنباله دارای الگویARMA می­باشد. به‌عبارت‌ دیگر می‌توان از الگوهای پسماند­های حاصل از تخمین یک مدل ARMA وجود الگوی GARCH را تشخیص داد. برای توضیح بیشتر، فرض کنید که دنباله را به‌عنوان یک فرایندARMA تخمین زده‌ایم، اگر مدل مذکور مدل مناسبی باشد، لازم است مقادیرACF وPACF نوفه سفید بودن پسماندها را تأیید کنند. از سوی دیگر با استفاده ازACF مربوط به توان دوم پسماندهای مدل ARMA می­توان مرتبه فرایند GARCH را تشخیص داد. روش ایجاد همبسته نگار مجذور فرایند پسماندها به ترتیب ذیل است:

**مرحله اول:** دنباله را به‌عنوان بهترین مدل ARMA ممکن یا به‌صورت یک مدل رگرسیونی برآورد می­کنیم و پس از به دست آوردن جملات پسماند رگرسیون، دنباله توان دوم پسماندها را تشکیل می­دهیم. سپس واریانس نمونه‌ای پسماندها ) ‌ (را به روش زیر برآورد می­کنیم :

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-12)** |  |

به‌طوری‌کهT برابر با تعداد جملات پسماند باشد.

**مرحله دوم :** مقادیر خودهمبستگی مجذور پسماندها را محاسبه نموده و رسم می‌کنیم. محاسبه این مقادیر با استفاده از رابطه زیر امکان‌پذیر است :

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-13)** |  |

**مرحله سوم:‌** در نمونه‌های بزرگ تقریبی از انحراف معیار به شمار می‌آید. مقادیری از که اختلاف معناداری با صفر دارند، نمایانگر وجود الگوی GARCH هستند. با استفاده از آمارهQ لیانگ –باکس، می­توان معناداری جمعی ضرایب را آزمون نمود. اگر دنباله فاقد خودهمبستگی باشد، آمارهQ که با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود، دارای توزیع باn درجه آزادی خواهد بود:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-14)** |  |

رد فرض صفر عدم وجود خودهمبستگی در دنباله معادل رد فرض صفر عدم وجود الگوی ARCH و GARCH می‌باشد. در عمل لازم است مقدار n برابر در نظر گرفته شود.

انگل(1982) دقیق­ترین آزمون ضریب لاگرانژ را، برای تشخیص وجود الگوی ARCH پیشنهاد کرده است:

مرحله اول : با استفاده از روشOLS مناسب­ترین مدل رگرسیونی و یا مدل ARMA را تخمین می­زنیم و با استفاده از مقادیر پسماند مدل مذکور، دنباله را تشکیل می­دهیم.

مرحله دوم: مجذور پسماندها را روی یک مقدار ثابت وq مقدار با وقفهو... رگرس می­نماییم. به‌عبارت‌دیگر معادله رگرسیونی زیر را تخمین می­زنیم :

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-16)** |  |

اگر هیچ شکلی از الگویARCH وGARCH وجود نداشته باشد، مقادیر برآورد شده تا برابر با صفر خواهد بود. در این صورت رگرسیون فوق دارای قدرت توضیح دهندگی اندکی بوده و ضریب تعیین مدل () بسیار کوچک خواهد بود. اگر حجم نمونه برایT و فرض صفر مسئله عدم وجود الگوی ARCH باشد، در این صورت آماره آزمون یعنی‌ با افزایشT دارای توزیع با q درجه آزادی خواهد بود. اگر به اندازه کافی بزرگ باشد، رد این فرض که ضرایب تا به‌طور همزمان مساوی صفر هستند؛ معادل با رد فرض صفر عدم وجود الگوی ARCHخواهد بود. یعنی اگر باشد، فرضیه صفر را رد می­کنیم؛ و رد فرضیه صفر نشان­دهنده شواهدی از اثرات ARCH خواهد بود. از سوی دیگر اگر به‌اندازه کافی کوچک باشد؛ می­توان نتیجه گرفت که الگویARCH وجود ندارد.

بالرسو (1986) بیان می‌دارد، آنچه در اغلب مطالعات اقتصادی رواج دارد؛ وارد نمودن یک الگوی خطی نزولی از وقفه­ها در معادله واریانس شرطی است, تا نوسانات پایدار مدل‌سازی شود. چراکه می‌دانیم اگر توزیع وقفه‌ها کاملاً آزاد در نظر گرفته شود، قید نامنفی بودن واریانس نقض خواهد شد.

3-5-1-3 تصریح معادله GARCH

هر موقع یک فرایند GARCH تخمین زده می‌شود لازم است دو معادله مرتبط باهم برآورد شود:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-16)** |  |
| , |
|  |
|  |

معادله اول معادله میانگینی است و از دو بخش که ساختاری مناسب جهت تبیین معادله میانگین می‌باشد، و که بیانگر اجزا اخلال مدل فوق بوده و دارای ویژگی ناهمسانی واریانس می­باشد و از دو جزء نرمال() و انحراف معیار شرطی که فرم تصریحی آن در معادله بعدی آمده، تشکیل‌شده است. در حقیقت ، معادله واریانس شرطی است که برای برطرف کردن مشکل واریانس ناهمسانی به همراه معادله میانگین تخمین زده می­شود. در معادله مذکور میانگین، ضریب، بیانگر اثرات ARCH و ضریب معرف اثراتGARCH می­باشد. یکی از مهم‌ترین ویژگی این مدل، زودگذر بودن شوک­های واردشده بر سری مورد بررسی می­باشد.

همچنین مطالعات انگل و بالرسلو (1986) نشان می‌دهد که در برخی از موارد معادلهGARCH بالا دارای ریشه واحد می­باشد. یعنی برای مثال در GARCH(1,1) ، مقدار، خیلی نزدیک به یک است. در این صورت مدلGARCH همجمع می­باشد که در اصطلاح آن را IGARCH می­نامند. در این مدل­ها در صورت وارد شدن تکانه‌ای به سری مورد بررسی، آثار آن دیرپا بوده و در بلندمدت نمایان می­شود.

3-5-1-4 تعریف و ویژگی­های فرایندFIGARCH[[56]](#footnote-56)

همانند انگل (1982)، که فرایند ‌ARCH را معرفی نمود، فرایندARCH دنباله را در نظر بگیرید که:

|  |  |
| --- | --- |
| (3-17) |  |

به‌طوری‌که دارای میانگین صفر و واریانس یک و علاوه بر این فرض می­گردد که یک تابع مثبت قابل‌ تغییر در طول زمان و اندازه‌پذیر نسبت به مجموعه اطلاعات موجود در دوره ‌باشد. همانند قبل واریانس شرطی نسبت به مجموعه اطلاعاتی است. به خاطر داریم که در یک مدلGARCH(m,n) به‌صورت زیر تعریف می­گردد:

|  |  |
| --- | --- |
| (3-18) |  |

که در آن و است.

برای برقراری مانایی در کوواریانس فرایند ، تمام ریشه‌های و باید خارج از دایره واحد قرار گیرد. زیرا با قرار دادن در رابطه فوق و فاکتورگیری، نتیجه می­گیریم که:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-19)** | ، |

و نیز از سوی دیگر داریم:

. این فرایند GARCH(m,n) می­تواند به‌صورت یک فرایندARCH( نوشته شود:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-20)** |  |

شرایط مانایی ایجاب می‌کند که اثر توان دوم شوک‌ها () بر مقدار واریانس شرطی به‌طور نمایی با افزایش طول وقفه کاهش یابد. علاوه بر این، دربیان دیگر این فرایند GARCH(m,n) می­تواند به‌صورت یک فرایند

ARMA(,m) در تصریح گردد:

|  |  |
| --- | --- |
| (3-21) |  |

که در آن و دارای میانگین صفر بوده و همبستگی پیاپی ندارد. بنابراین فرایند به‌عنوان جزء اخلال برای واریانس شرطی تفسیر می­شود. هنگامی‌که چندجمله‌ای دارای ریشه واحد باشد، فرایند GARCH(m,n) در واریانس شرطی انباشته می­گردد, که آن را در نوشتارهای اقتصادسنجیIGARCH(m,n) می­نامند. خانواده این فرایندها به شکل:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-22)** |  |

نشان داده می­شود،که در آن و دارای درجه است.

مدل­های GARCH با انباشتگی کسری به‌سادگی با جایگذاری به‌جای در مدل IGARCH به دست می­آید.

همانند فرایند خانواده ARFIMA(p,d,q) برای معادله میانگین، فرایند FIGARCH(m,d,n) برای به‌صورت زیر تعریف می­گردد:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-23)** |  |

که در آن و تمام ریشه‌های و خارج از دایره واحد است. با بازآرایی مؤلفه‌های رابطه فوق و قرار دادن در آن، یک بازنمود دیگری برای FIGARCH(m,d,n)‌ به شکل زیر به دست می‌آید :

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-24)** |  |

آنگاه واریانس شرطی به‌وسیله عبارت زیر نتیجه می­شود:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-25)** |  |

که در آن . برای خوش‌تعریف بودن فرایند ‌FIGARCH(m,d,n)در معادله 3 -24 یعنی برای مثبت بودن واریانس شرطی در تمام tها لازم است که, تمام ضرایب معادله 3-25 نامنفی باشند. هنگامی‌که است ،و پویایی‌های کوتاه‌مدت را منعکس می­سازند و پارامتر و تفاضلd نیز ویژگی‌های بلندمدتی تلاطم را مدل­سازی می­کند.

عبارت را می­توان با استفاده از سری مک لورن بسط داد که در آن:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-26)** |  |

است. اگر k خیلی بزرگ باشد، داریم :

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-27)** |  |

ضرایب این چند جمله‌ای به‌صورت هیپربولیک کاهش می‌یابد. بایلی، بولرسلف و میکلسن(1996) نشان داده­اند که در مدل FIGARCH(m,d,n)، اگر‌ باشد، اثر نوسانات گذشته روی واریانس شرطی فعلی با یک نرخ هیپربولیک کاهش می‌یابد. بنابراین نوسان‌ها دارای حافظه بلندمدت هستند؛ و این‌ یک تمایز آشکار با مدل­های GARCH وIGARCH است که اثر مربعات نوسانات گذشته روی واریانس شرطی فعلی، به‌صورت نمایی کاهش می­یابد و در IGARCH به‌صورت بارزی روی تمام وقفه‌ها باقی می­ماند. بنابراین مدل­های FIGARCH می­توانند به‌صورت بسیار خوبی به‌صورت حد وسط مدل­های ‌GARCH و ‌IGARCHدر نشان دادن ساختار دینامیکی تلاطم ایفای نقش کنند.

3-5-1-5 تخمین ضرایب مدل ‌**FIGARCH**

رایج­ترین رهیافت برای برآورد مدل­هایARCH فرض ما بر توزیع نرمال شرطی فرایند مورد مطالعه (بازدهی) است. تحت این فرض، تخمین­زن حداکثر راست­نمایی برای پارامترهای فرایند FIGARCH(m,d,n) بر اساس نمونه می‌تواند از حداکثر سازی لگاریتم تابع راست نمایی زیر به دست آید :

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-28)** |  |

که در آن است.

تابع لگاریتم راست نمایی بالا، نسبت به پارامترها یک تابع غیرخطی بوده و در عمل برای انجام تکرارهای مربوط به محاسبات عددی لازم است لگاریتم اولیه­ای برای پارامترها معرفی گردد. علاوه براین با توجه به تعداد وقفه­های موجود در بخش معادله میانگین و نیز وقفه های و در معادله واریانس شرطی، تابع راستنمایی فوق می­تواند به صورت راستنمایی غیر شرطی و یا راستنمایی شرطی نسبت پارامترها بهینه­یابی گردد. در اکثر تحقیقات کاربردی برای مدل‌سازی فرایندهای با فراوانی بالا (ساعتی، روزانه، هفتگی) فرایند استاندارد شده، دمب چاق بوده و فرض نابسته هم توزیع و نرمال بودن را در طول زمان برقرار نمی­سازد. در این وضعیت­ها می­توان از روش برآورد شبه حداکثرراستنمایی([[57]](#footnote-57)QMLE) بهره برد.

اگر تابع توزیع جزءاخلال t استیودنت باشد، تابع راستنمایی به صورت زیر خواهد بود:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-29)** | *)* |

که در آن v درجه آزادی تابع و و ، تابع گاما است(‌کشاورز حداد، 1391).

3-5-1-6 آزمون­های تشخیص دقت مدل

یک مدل GARCH برآورد شده نه تنها می­بایست دارای برازش خوبی باشد، بلکه لازم است تمام جنبه­های پویای مرتبط با مدل میانگین و واریانس را نیز داشته باشد. پسماندهای برآورد شده نباید دارای همبستگی پیاپی باشند و نمی­بایست هیچ گونه رفتاری ناظر بر وجود نوسانات شرطی از خود بروز دهند. یک راه ساده برای آزمون آن‌که مدل برآورد شده دارای خصوصیات فوق است، استاندارد نمودن پسماندها است. این کار را با تقسیم بر انجام می­دهیم. به عبارت دیگر هر یک از پسماندها را با استفاده از انحراف معیار شرطی آن استاندارد می­کنیم. این پسماندهای استاندارد شده که با نشان می­دهیم، باید دارای میانگین صفر و واریانس یک باشند.

اگر هرگونه همبستگی پیاپی در دنباله مشاهده شود، نتیجه خواهیم گرفت مدل میانگین در الگویGARCH به د‌رستی تصریح نشده است. برای آزمون مدل میانگین، آمارهQ لیانگ–باکس را برای دنباله تشکیل می­دهیم. فرض در اینجا آن است که، مقادیر مختلف آمارهQ برابر با صفر می­باشد. اگر این فرض رد شود، نتیجه خواهیم گرفت به دلیل وجود همبستگی پیاپی، مدل میانگین مدل مناسبی نیست.

برای آزمون شواهدی از واریانس شرطی در پسماندهای مدلGARCH، آماره Q لیانگ–باکس را برای مجذور پسماندهای استاندارد شده یا تشکیل می­دهیم. اگر هیچ گونه اثری از وجود الگوی GARCH در وجود نداشته باشد؛ امکان رد فرض صفر، برابری مقادیر آمارهQ با صفر، وجود نخواهد داشت. ایده اساسی در اینجا آن است که برآوردی از می­باشد. لذا لازم است ویژگی­های دنباله شبیه ویژگی­های یک فرایند نوفه سفید باشد (شاهدانی و شوال پور، 1393، 294-295).

اگر توزیع نرمال نداشته باشد، تخمین پارامترها سازگار است ولی تخمین باقی مانده­ها با خطا همراه است. لذا واریانس پارامترها نیز متفاوت خواهد بود. در این حالت از روش شبه حداکثر راستنمایی استفاده می­شود (سوری، 1392).

3-5-1-7 مدل­های GARCH نامتقارن

در مدل­های GARCH استاندارد، تغییرپذیری (واریانس) برای شوک­های مثبت و منفی یکسان است. به عنوان مثال اثر شوک های مثبت و منفی که به بازدهی سهام وارد می­شود، به صورت متقارن در نظر گرفته می­شود. اما یکی از ویژگی­های جالب بازار سهام، آن است که به نظر می­رسد در این بازار، حوادث بد تاثیر نمایان­تری بر نوسانات قیمت دارد تا حوادث خوب، در مورد بسیاری از اوراق سهام، همبستگی منفی شدیدی میان بازده فعلی و نوسانات آتی وجود دارد. میل نوسانات بازده سهام به کاهش(افزایش) در شرایطی که بازده افزایش (کاهش)می­یابد را اصطلاحا اثر اهرمی گویند. از طرفی یکی از مشکلات مدل GARCH استاندارد آن است که می­بایست مثبت بودن تمامی ضرایب را به نوعی تضمین نماییم. نلسون(1991) را به گونه­ای مدل‌سازی نمود که در آن الزامی به اعمال قید غیرمنفی وجود نداشته و همچنین اثر اهرمی را نیز وارد مدل می­کند. حالت تعمیم یافته مدل GARCHنمایی به صورت زیر است:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-40‌)** |  |

از آنجایی که مقدار ثابتی است و مقدار آن تاثیری در تحلیل نتایج ندارد، لذا عبارت فوق را می­توان حذف نمود و معادله را به صورت زیر نوشت:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-41)** |  |

معادله فوق را یک مدل GARCH نمایی یا EGARCH می­نامیم. در ساده ترین حالت مدل فوق را به صورت زیر می­نویسیم:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-42)** |  |

**سه مشخصه جالب مدل های EGARCH عبارتند از:**

1-معادله واریانس شرطی، دارای فرم لگاریتم خطی است، و مانا در کواریانس بودن را به راحتی نمایان می­کند. متغیر وابسته در اینجا به صورت لگاریتمی است، لذا ضرایب سمت راست می­توانند مثبت یا منفی باشند(نیازی به اعمال محدودیت برای مثبت بودن ضرایب وجود ندارد)که در هر دو صورت ‌‌مقدار نامنفی خواهد بود.‌

2- در مدل EGARCHبه جای استفاده از مقدار استاندارد شده آن، ، استفاده می­شود. نلسون معتقد است که با این استاندارد سازی، امکان تفسیر طبیعی تر اندازه پایداری شوک ها فراهم می­آید. علاوه بر این مقدار استاندارد شده بستگی به واحد اندازه گیری ندارد.

3- در مدل EGARCH تاثیرات اهرمی لحاظ می­شود؛ به این معنی که اثر شوک های نامتقارن نیز در نظر گرفته می­شود. در حالی که ضریبی است که فقط اندازه شوک­ها را بیان می­کند، اما اثر شوک­های مثبت و منفی را بیان می­کند. در اینجا اگر باشد، اثر شوک­ها متقارن، و اگر باشد، اثر شوک­ها نامتقارن است. اگر منفی باشد، اثر شوک­های مثبت برابر و اثر شوک­های منفی برابر است، که نشان می­دهد اثر شوک­های منفی بیشتر از اثر شوک­های مثبت است (همان،306).

3-5-1-8 آزمون تاثیرات اهرمی

یک راه برای آزمون وجود اثر اهرمی، تخمین یک مدل EGARCH و سپس استفاده از آزمونt برای بررسی صحت فرض می­باشد. اما یک آزمون تشخیصی ویژه وجود دارد که می­توان با استفاده از آن وجود هرگونه اثر اهرمی را در پسماند­های رگرسیون بررسی نمود. برای انجام این آزمون پس از آنکه مدل ‌GARCHرا تخمین زدیم، پسماندهای استاندارد شده را به­صورت زیر تشکیل می­دهیم :

|  |  |
| --- | --- |
| **(‌3-43)** |  |

به عبارتی دنباله مشتمل بر مقادیر حاصل از تقسیم تک تک پسماندها بر انحراف معیار آنها می­باشد. برای آزمون وجود اثر اهرمی، رگرسیونی را به شکل زیر تشکیل داده و تخمین می­زنیم :

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-44)** |  |

اگر هیچ گونه اثر اهرمی وجود نداشته باشد، نباید میان مجذور و سطح خطاها همبستگی وجود داشته باشد.لذا اگر مقدارآماره F مربوط به فرض خارج از ناحیه بحرانی قرار داشته باشد؛ نتیجه خواهیم گرفت که اثر اهرمی وجود دارد.

3-5-1-9 آزمون عدم تقارن

انگل وان جی[[58]](#footnote-58)(1993)، آزمون­هایی را برای بررسی نامتقارن بودن تغییرپذیری­ها ارائه نمودند. این آزمون­ها مبتنی بر تورش علامت و تورش اندازه هستند.

فرض کنید متغیر مجازی که مقدار آن برای شوک­های مثبت مقدار صفر و برای شوک­های منفی مقدار آن برابر یک است. در حالت کلی مدل زیر را در نظر می گیریم :

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-45)** |  |

معنی دار بودن نشان دهنده وجود تورش علامت است و بیان می کند که شوک­های مثبت و منفی دارای اثر متفاوتی بر تغییرپذیری هستند. از طرف دیگر معنی­دار بودن و بیانگر وجود تورش اندازه هستند و نشان می­دهندکه نه فقط علامت، بلکه مقدار شوک­ها نیز مهم است.

حال می­توان این فرض را مطرح کرد که آیا به طور کلی متقارن بودن وجود دارد یا خیر. برای آزمون این فرضیه باید بر اساس معادله فوق مقدار‌ را محاسبه کرده که دارای توزیع با 3 درجه آزادی است. بنابراین در اینجا فرضیه صفر بیانگراین است که نامتقارن بودن وجود ندارد و فرضیه مقابل بیانگر این است که نامتقارن بودن وجود دارد. اگر مقداربزرگتر از مقدار بحرانی (که برابر81/7است) باشد، در این صورت فرضیه صفر رد می­شود و به این معنی است که مدل مورد نظر نامتقارن می­باشد (همان ،307-309).

3-5-1-10 برآورد مدلFIEGARCH

مدل FIGARCH به­طور مستقیم بازنمایی ARMA مربوط به توان دوم پسماندها، که از یک فرایندGARCH به دست می­آید، به یک مدل انباشته کسری گسترش می­دهد. با این حال تخمین این­که یک مدل FIGARCH مانا و واریانس شرطی همیشه مثبت باشد، معمولا قیدهای پیچیده، ولی قابل بررسی و کنترل­پذیر باید به ضرایب مدل تحمیل گردد. می­دانیم که مدلEGARCH می‌تواند به صورت یک فرایندARMA بر حسب لگاریتم واریانس شرطی نشان داده شود، به همین دلیل مثبت بودن واریانس نیز تضمین می­گردد. علاوه بر این همان طور که در بیان مساله در فصل اول گفته شد؛ دو ویژگی بسیار مهم داده‌های سری زمانی مالی، وجود حافظه بلند مدت (انباشتگی کسری) و اثرات اهرمی می­باشد، لذا مدلی که بتواند این ویژگی­ها را به طور همزمان مدل سازی نماید، می­تواند حائز اهمیت باشد. بالرسلو و میکلسن (1996) مدل انباشته کسری EGARCH یا همان FIEGARCH‌‌ زیر را پیشنهاد می­کنند:

|  |  |
| --- | --- |
| **(3-46)** |  |

که درآن همانند مدل FIGARCH تعریف می­شود و امکان وجود اثرات اهرمی را فراهم می­سازد. مدل FIEGARCH برای حالتی که باشد، همان مدل EGARCH است و برای به یک مدلIEGARCH تبدیل می­شود. بالرسلو و میکلسن نشان می­دهند که مدلFIEGARCH برای مانا است.

لازم به ذکر است که اثر اهرمی یک اثر کوتاه­مدت است. بنابراین FIGARCH و FIEGARCH در مدل سازی بلندمدت سری­های زمانی مانند یکدیگر عمل می­کنند. البته مدل FIEGARCH هنگام پیاده­سازی معمولاً به دلیل آنکه واریانس شرطی فعلی تابعی غیر خطی از واریانس­های شرطی وقفه­های گذشته است، هنگام تخمین مشکل همگرایی پیدا می­کند.

### الگوی خود رگرسیونی با وقفه توزیعی[[59]](#footnote-59)

در این مطالعه به منظور بررسی رابطه بین نوسان قیمت نفت بامصرف بخش خصوصی از الگوی خود همبسته باوقفه توزیع استفاده می­شود. بیشتر مطالعات اخیر به این نقطه تاکید دارند که رویکردARDLبرای بررسی همجمعی بر دیگر روش­های مرسوم همچون روش انگل وگرنجر برتری دارد. پسران وشین[[60]](#footnote-60) ثابت کردند که اگر بردار همگرایی از بکارگیری روش حداقل مربعات، براساس یک رابطه خود همبسته باوقفه توزیع شده که وقفه­های آن به خوبی تصریح شده­اند، بدست آید علاوه بر آنکه برآوردگر، حداقل توزیع نرمال دارند، در نمونه­های کوچک، از اریب کمتر و کارایی بیشتر برخوردارند. از دیگر مزایای استفاده از روش مذکور ،به دست آوردن برآوردگردهای سازگار از ضرایب بلندمدت بدون توجه به وبودن متغیرهاست. باید توجه داشت که تکنیک ARDL را در صورت وجود سری زمانی ودر مدل نمی­توان بکار برد.

استفاده از روش OLSبرآورد رابطه بلندمدت برای نمونه­های با حجم کوچک، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش­های پویای کوتاه­مدت موجود بین متغیرها، برآورد بدون تورشی را ارائه نخواهد کرد. بنرنجی[[61]](#footnote-61) و ایندر[[62]](#footnote-62) با استفاده از روش شبیه سازی مونت کارلو نشان دادند که در نمونه­های کوچک تورش براورد ممکن است قابل توجه باشد. بنابرین باید الگوی برآورد شود که پویایی کوتاه­مدت را در خود داشته باشد و در نتیجه ضرایب الگو با دقت بیشتری برآورد شوند (نوفرستی، 1378).

فرم کلی الگوی) ARDL (P q¹q²….qᴷ را می­توان به صورت معادلات زیر بیان کرد:

|  |  |
| --- | --- |
|  |  |
| (3-47) |  |
|  |  |

در رابطه فوق، L نشانگر عملگروقفه، نشانگر متغیر وابسته، نشانگر بردار متغیرهای بهینه مستقل، تعداد وقفه­های بهینه مربوط به هریک از متغیرهای مستقل، p تعداد وقفه­های بهینه مربوط به متغیر وابسته و بردار متغیر قطعی همچون عرض از مبدا، متغیر فصلی، روند زمانی یا متغیرهای برون­زا با وقفه­های ثابت است.

معادله با استفاده از نرم افزار Microfit برآورد می­شود. این نرم­افزار معادله مزبور را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی مقادیر p=0,1…mو و i=1,2..k یعنی تعداد رگرسیون مختلف تخمین می­زند. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای اکائیک[[63]](#footnote-63)، شوارتز[[64]](#footnote-64)، بیزین، حنان کوئین[[65]](#footnote-65) یا ضریب تعیین تعدیل شده به انتخاب وقفه­های بهینه مدل پرداخته می­شود.

از معیار­های بالا، پسران وشین، معیار شوارتز و بیزین را برای تعیین وقفه­های بهینه مدل پیشنهاد می­کنند. این معیار با توجه به کوچک بودن حجم نمونه، درتعداد وقفه­ها صرفه­ها صرفه­جویی می­کند تا در نهایت درجه ­آزادی کمتری از دست داده شود.

### آزمون وجود رابطه بلند­مدت (بنرنجی، دولادو و مستر)

برای تشخیص همگرایی بلندمدت، مقدار آمارهt را می­توان با کمیت بحرانی ارائه‌شده توسط بنرنجی، دولادو و مستر[[66]](#footnote-66) مقایسه نمود (نوفرستی، 1378 و پهلوانی و همکاران، 1386). فرضیه صفر و مقابل برای تشخیص همگرایی بلندمدت در مدل، به‌صورت زیر تعریف می­شود:

- عدم همگرایی بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد.

|  |  |
| --- | --- |
| (3-48) |  |

- همگرایی بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد.

کمیت آماره t برای آزمون وجود همگرایی بلندمدت به ‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

|  |  |
| --- | --- |
| (3-49) |  |

اگر آماره t محاسبه‌شده در رابطه فوق از مقدار کمیت بحرانی ارائه‌شده توسط بنرنجی، دولادو و مستر بیشتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی بلندمدت رد می­شود.

### آزمون کرانه­ها

برای تحلیل روابط تجربی بلندمدت و اثرات متقابل میان متغیرهای تحقیق، مدل موردنظر با استفاده از روش کرانه­ها به هم جمعی که توسط پسران و همکاران (2001) ارائه گردیده، تخمین زده‌شده است. این تخمین رابطه هم جمعی به‌وسیله روش حداقل مربعات معمولی، زمانی که تعداد وقفه­های مدل تعیین شده باشد را ممکن می­سازد. آزمون کرانه­­ها شامل دو مرحله برای تخمین رابطه بلند­­مدت می­باشد. در مرحله اول وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در معادله موردنظر بررسی می­شود. در مرحله دوم ضرایب بلندمدت و ضرایب کوتاه‌مدت با استفاده از مدل­های ARDL و ECM تخمین زده می­شود. به تبعیت از پسران و همکاران(2001)، روش آزمون کرانه را با مدل­سازی رابطه بلندمدت به‌عنوان یک مدل خود بازگشتی برداری((VAR از رتبه Pدربه‌کاربرده می­شود

|  |  |
| --- | --- |
| (3-50) |  |

که در آن یک بردار ((K+1 از عرض مبدأها، وb یک بردار((K+1 از ضرایب روند[[67]](#footnote-67) می­باشد پسران و همکاران (2001)[[68]](#footnote-68)VECMرا برای رابطه فوق به‌صورت رابطه زیر بیان کرد

|  |  |
| --- | --- |
| (3-51) |  |

در رابطه فوق:

به ‌این ‌ترتیب حاوی اطلاعات بلندمدت و کوتاه‌مدت می­باشد. برداری از متغیر و می‌باشد بردار متغیر وابسته I(1) می‌باشد که با Ln تعریف‌شده است. و یک ماتریس برداری از رگرسیون‌های I(1) وI(2) است، که Lnبردار خطاهای دارای میانگین صفر، )[[69]](#footnote-69)(i i d واریانس همسان فرض شده است. گام اول در آزمون کرانه­ها تخمین رابطه ECM شرطی به‌وسیله حداقل مربعات معمولی به‌منظور آزمون وجود رابطه ارتباط بلندمدت میان متغیرها توسط آزمون F جهت معنی‌داری ارتباط ضرایب سطوح تأخیری متغیرها یعنی در مقابل می­باشد. برای متغیرهای مستقل I(d)، دودسته از مقادیر بحرانی جهت انجام آزمون کرانه­ها توسط ناریان[[70]](#footnote-70) (2005) برای آزمون F، پسران و همکاران (2001) برای آزمون t فراهم گردیده است: کرانه پایین برای رگرسیون I(1) و کرانه بالا برای رگرسیون‌های I(2) در نظر گرفته ‌شده‌اند. اگر آمارهF بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی کرانه بالا باشد می­توان بدون توجه به درجه هم جمعی متغیرها، فرض صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد نموند. برعکس اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقادیر بحرانی کرانه پایین قرار­گیرد، فرض صفر را نمی­توان رد نمود، نهایتاً اگر آماره آزمون بین دو کرانه قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص می­باشد در این حالت می‌توان از آزمون دولادو و مستر استفاده نمود.

### الگوی تصحیح خطا[[71]](#footnote-71)(ECM)

وجود هم انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند عمدترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی‌اند که در آن‌ها با واردکردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند.

زمانی که دو متغیر وهم جمع‌اند یک رابطه تعادلی بلندمدت بین آن‌ها وجود دارد البته در کوتاه‌مدت ممکن است عدم تعادل­هایی وجود داشته باشد. در این صورت می‌توان جمله خطای رابطه زیر را به‌عنوان "خطای تعادل تلقی کرد.

|  |  |
| --- | --- |
| (3-52) |  |

که اکنون می‌توان این خطا را برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت با مقدار تعادلی بلندمدت آن مورد استفاده قرارداد برای این منظور می­توان الگوی به‌صورت زیر تنظیم کرد.

|  |  |
| --- | --- |
| (3-53) |  |

که در آن جمله اخلال برآورد رگرسیون ( با یک وقفه زمانی است یک چنین الگویی به الگوی تصحیح خطای (ECM) معروف می‌شود. که در آن تغییرات در به خطای دوره قبل ارتباط داده‌شده است. در نتیجه می‌توان این الگو را بدون هراس از به دست آوردن رگرسیون کاذب به روش OLS برآورد کرد و از آماره F و t در آزمون الگو بهره جست.

### آزمون ثبات ساختاری[[72]](#footnote-72)

**3-5-5-1: آزمون مجموع تجمعی[[73]](#footnote-73)(CUSUM) و مجموع مجذور تجمعی[[74]](#footnote-74)(.**

با انجام آزمون ثبات ساختاری با دو آماره و می‌توان فرضیه صفر را مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری، آزمون کرد. بدین‌ صورت اگر نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی از فاصله 95% بیرون زده باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری رد می­شود. آماره برای یافتن تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و آماره زمانی که انحراف از پایداری ضرایب رگرسیون اتفاقی است مفید واقع می­شود.

### آزمون­های تشخیصی

رایج­ترین آزمون­های تشخیص آزمون­هایt و ضریب ­تعیین، ضریب ­تعیین تعدیل­شده و فروض کلاسیک می­باشد. توزیع معیار اندازه­گیری معناداری متغیر مستقل می­باشد. اگر میزان برآوردی از مقدار بحرانی بیشتر باشد فرضیه صفر مبنی برصفر بودن ضرایب متغیر مورد پذیرش قرار نمی­­گیرد. توزیع­ مبنی بر درستی رگرسیون می­باشد؛ فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضرایب متغیرها است.

ضریب تعیین، معمول­ترین معیار خوبی برازش خط رگرسیون است. و نسبت یا درصد تغیرات کل در متغیر وابسته که به وسیله مدل رگرسیون توضیح داده شده است را اندازه­گیری می­کند و تابعی نزولی از تعداد متغیرهای مستقل است. اما با افزایش تعداد متغیرهای مستقل به طور یکنواختی افزایش می‌یابد. در این صورت، رای مقایسه دو مدل با تعداد متغیرهای مستقل متفاوت، نمی­توان ضریب تعیین را ملاک قرار داد و برای جلوگیری از این خطا از ضریب تعیین تعدیل شده استفاده می­گردد (گجراتی، 1377،140-142). فروض کلاسیک از مهمترین فروض مربوط به انجام رگرسیون است که تخطی از هر کدام نتایج رگرسیونی را بی­اعتبار می­کند این فروض عبارتند از:

1. نبود خود همبستگی بین جملات خطا: یکی از فروض مهم در رگرسیون این است که واریانس جملات خطا یکسان باشد.

2. نرمال بودن جملات خطا: فرضیه صفر مبنی بر نرمال نبودن جملات خطا تعریف می­شود.

3. شکل ساختاری: رمزی-تست[[75]](#footnote-75) آزمون مربوط به این تست را انجام می­‌دهد. فرضیه صفر در این آزمون صورت تصریح نادرست تعریف می‌گردد.

4. همسانی واریانس: یکی از فروض مهم در رگرسیون این است که واریانس جملات خطا یکسان باشد.

# . فصل چهارم

# تجزیه و تحلیل و یافته‌ها

## مقدمه:

در این بخش آمار توصیفی متغیرهای مدل ذکرشده و آزمون‌های تشخیصی مورد نیاز تحقیق ارائه می‌شوند. همان‌طور که در فصل اول اشاره شد، هدف این پژوهش بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران طی بازه زمانی 1380-1391 و برآورد ضرایب کوتاه‌ مدت و بلندمدت است. بدین منظور از الگوی پویای خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی () در چارچوب داده‌های سری زمانی فصلی استفاده شد.

ادامه این فصل بدین گونه است؛ ابتدا آمار توصیفی متغیرهای تحقیق ارائه ‌شده و بحث می‌شود. در ادامه نتایج آزمون‌های ریشه واحد و مانایی بیان می‌شود تا رگرسیون برآوردی دچار استنتاج‌­های کاذب نشود. در بخش بعدی شاخص نوسانات قیمت جهانی نفت با استفاده از مدل‌های تغییرپذیری استخراج‌شده و در مورد آن بحث می‌شود. در ادامه مدل تصریحی در فصل سوم برآورد شده و کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت ارائه می‌شوند.

## ارائه مدل و توضیح متغیرها

مطالعه حاضر به بررسی عوامل تأثیر­گذار بر مصرف بخش خصوصی در کشور ایران با استفاده از داده­های فصلی برای دوره زمانی1380-1391 می­پردازد. بر اساس تئوری­های اقتصادی مدل مورد استفاده در این تحقیق به صورت زیر خواهد بود:

LPC***=++++*++**

LPC: لگاریتم طبیعی مصرف بخش خصوصی

LYT: لگاریتم طبیعی درآمد قابل تصرف

LVO: لگاریتم طبیعی شاخص تلاطم و نوسانات قیمت نفت

LMS: لگاریتم طبیعی عرضه پول واقعی

LSP: لگاریتم طبیعی ثروت واقعی بازار سهام

C: عرض از مبدأ

T: روند

DU و DU1: متغیرهای موهومی (دامی) مستخرج از آزمون‌های شکست ساختاری.

در همین راستا برای برآورد مدل از روش GARCH استفاده می­کنیم.

## آمار توصیفی

جدول 4-1 خلاصه‌ای از مهم‌ترین آماره‌های توصیفی سطح متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. داده‌های این پژوهش فصلی بوده و از فصل اول 1380 الی فصل چهارم 1391 (شامل 48 داده برای هر متغیر) می‌باشد و مقدار میانگین، میانه، بیشینه، کمینه، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی، جارگ-برا و ارزش احتمال برای متغیر­های مصرف بخش خصوصی، نوسان قیمت نفت، عرضه پول واقعی، ثروت واقعی بازار سهام و درآمد قابل تصرف محاسبه شده است.

جدول4‑1: مهم‌ترین آمار توصیفی لگاریتم طبیعی متغیرهای مدل

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **آماره‌ها** | **LPC** | **LVO** | **LMS** | **LSP** | **LYT** |
| **میانگین** | 11.02845 | 3.468381 | 6.198013 | 9.349581 | 11.55600 |
| **میانه** | 11.10167 | 3.525991 | 6.061607 | 9.257530 | 11.60130 |
| **بیشینه** | 11.26911 | 5.629511 | 6.824550 | 12.84899 | 11.90019 |
| **کمینه** | 10.60914 | 1.259408 | 5.778773 | 8.116035 | 10.79081 |
| **انحراف معیار** | 0.173642 | 1.068988 | 0.355359 | 0.766059 | 0.201870 |
| **چولگی** | 0.872440- | 0.105027- | 0.366149 | 1.792452 | 1.222304- |
| **کشدگی** | 2.538170 | 2.371292 | 1.517896 | 10.34797 | 5.840178 |
| **جارگ-برا** | 6.515789 | 0.878794 | 5.465784 | 133.6885 | 28.08543 |
| **ارزش احتمال** | 0.038469 | 0.644425 | 0.065031 | 0.000000 | 0.000001 |
| **تعداد مشاهدات** | 48 | 48 | 48 | 48 | 48 |

روند تغییرات متغیرهای مورد مطالعه در نمودار شماره 4-1 آمده است.

نمودار 4‑1: روند لگاریتم طبیعی متغیرهای پژوهش.



منبع: یافته­های تحقیق

همان­گونه که در نمودار 4-1 روند تغییرات متغیرها را مشاهده می­کنیم، مصرف بخش خصوصی از سال1380 تا سال 1390 دچار نوسانات جزئی بوده که در طی این بازه زمانی روند افزایشی داشته است و متغیر نوسان قیمت نفت دارای نوسانات شدید می­باشد که در نیمه دوم سال 1387 کاهش شدید را نشان می­دهد؛ همچنین عرضه پول واقعی و درآمد قابل تصرف نیز از سال87 جهش افزایشی پیدا کرده­اند.

در ادامه مانایی و نامانایی متغیرهای تحقیق با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد و مانایی بررسی می‌شوند.

## آزمون‌های مانایی و ریشه‌واحد

در آزمون‌های ریشه‌واحد همچون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته(ADF)، فیلیپس پرون(PP) فرضیه صفر ریشه‌واحد و نامانایی بوده و فرضیه مقابل مانایی و عدم ریشه واحد می‌باشد. بنابراین در این آزمون‌ها به منظور مانایی متغیرها بایستی فرضیه صفر رد گردد. در مقابل در آزمون‌های مانایی همچون KPSS[[76]](#footnote-76) فرضیه صفر بیانگر مانایی و فرضیه مقابل بیانگر نامانایی است. بنابراین در این آزمون‌ها به منظور مانایی متغیرها بایستی فرضیه صفر رد نگردد. جدول­های 4-2 و4-3 نتایج آزمون‌های ریشه‌واحد و مانایی را نشان می‌دهد.

جدول (1): نتایج حاصل از آزمون مانایی.‏

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **در سطح** | | | **یکبار تفاضل‌گیری** | | |
| **متغیرها** | **بدون عرض ازمبدا و روند زمانی** | **با عرض از مبدأ** | **با عرض ازمبدا و روند زمانی** | **بدون عرض ازمبدا و روند زمانی** | **با عرض از مبدأ** | **با عرض ازمبدا و روند زمانی** |
| LPC | 217/2**\*\*** | 031/2- | 535/2- | 328/7-\*\*\* | 106/8-\*\*\* | 199/8-\*\*\* |
| LVO | 514/0- | 472/2- | 376/3-**\*** | 778/7-\*\*\* | 700/7-\*\*\* | 633/7-\*\*\* |
| LYT | 395/0 | 951/4-\*\*\* | 379/6-\*\*\* | 352/8-\*\*\* | 281/8- \*\*\* | 213/8-\*\*\* |
| LMS | 536/0 | 347/1- | 540/2- | 687/1-**\*** | 771/1- | 690/1- |
| LSP | 802/1**\*** | 194/1 | 148/0- | 228/1- | 723/1- | 622/1- |

منبع: یافته‌های تحقیق. \*\*\*، \*\* و \* به ترتیب نشان دهنده­ی معنی­داری در سطح 1، 5 و 10 درصد می­باشد

جدول 4‑3 نتایج آزمون مانایی KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic)

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | در سطح | | | یکبار تفاضل‌گیری | | |
| متغیرها | بدون عرض از مبدأ و روند زمانی | با عرض از مبدأ | با عرض از مبدأ و روند زمانی | بدون عرض از مبدأ و روند زمانی | با عرض از مبدأ | با عرض از مبدأ و روند زمانی |
| LPC | - | 792/0 | 216/0 | - | 197/0\*\*\* | 411/0 |
| LVO | - | 490/0\* | 070/0\*\*\* | - | 121/0\*\*\* | 098/0\*\*\* |
| LYT | - | 743/0 | 080/0 \*\*\* | - | 50/0\* | 50/0 |
| LMS | - | 793/0 | 130/0 \*\* | - | 183/0 \*\*\* | 119/0 \*\* |
| LSP | - | 745/0 | 144/0 \*\* | - | 293/0 \*\*\* | 156/0 \*\* |

منبع: یافته‌ها. \*\*\*، \*\* و \* نشان‌دهنده­ی معنی­داری در سطح 1، 5 و 10 درصد (عدم رد فرض صفر مانایی در سطح 1، 5 و 10 درصد) می­باشد. در آزمون KPSS فرض صفر مانایی و فرض مقابل نامانایی می باشد. مقادیر بحرانی از( Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin 1992, Table 1) استخراج شده اند.

همانطور که مشاهده می‌شود در آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته، تمامی متغیرهای تحقیق بجز عرضه پول واقعی در سطح و حداقل در یکی از حالت‌ها مانا بوده و انباشته از مرتبه صفر می‌باشد، I(0). در مقابل متغیر عرضه پول واقعی با یکبار تفاضل‌گیری مانا شده و انباشته از مرتبه یک، (1)I، است. بنابراین هیچ‌کدام از متغیرها انباشته از مرتبه دوم نبوده و می‌توان از آن برای مدلسازی هم‌انباشتگی و الگوی ARDL بهره گرفت.

## استخراج شاخص نوسانات

برای برآورد مدل و استخراج شاخص نوسانات قیمت نفت، ابتدا معادله میانگین شرطی قیمت جهانی نفت را طی دوره زمانی پژوهش در حالت‌های مختلف برآورد کرده و سپس بر اساس کمترین معیار اطلاعات آکائیک () و شواتز بیزین () وقفه‌های بهینه استخراج می‌شوند. در ادامه با استفاده از مربع لگاریتم پسماند‌های حاصل از معادله میانگین شرطی رابطه 3-42 تخمین زده می‌شود. با توجه به آماره شواتز مدل بهینه همراه با یک روند و عرض از مبدأ انتخاب گردید. نتایج تخمین مدل ARMA مذکور در جدول 4-4 ارائه شده است؛

جدول4-4: نتایج تخمین مدل ARMA(1,1) برای سطح متغیر قیمت جهانی نفت.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **متغیرها** | **ضرایب** | **انحراف معیار** | **آماره Z** | **ارزش احتمال(PV)** |
| عرض از مبدأ (C) | 525/1- | 07/21 | 072/0- | 942/0 |
| جمله روند (@TREND) | 613/1\*\*\* | 462/0 | 488/3 | 001/0 |
| خودرگرسیون مرتبه اول؛ AR(1) | 405/0\*\* | 060/0 | 981/13 | 014/0 |
| میانگین متحرک مرتبه اول؛ MA(1) | 746/0\*\*\* | 151/0 | 934/4 | 000/0 |
| SIGMASQ | 428/78\*\*\* | 314/13 | 890/5 | 000/0 |
|  |  |  |  |  |
| آزمون ناهمسانی واریانس وایت | - | - | 53/1\*\*\* | 000/0 |
| آزمون اثرات ARCH | - | - | 734/7\*\*\* | 001/0 |

تصاویر تخمین در ضمیمه پیوست شده است. \*\*\*، \*\* و \*  به ترتیب نشان دهنده­ی معنی­داری در سطح 1، 5 و 10 درصد می­باشد. SIGMASQ: ضریب واریانس جمله خطا(مختص روش حداکثر درستنمایی؛ ML).

جدول 4-4 نتایج تخمین مدل میانگین شرطی توسط تخمین‌زن حداکثر راستنمایی (ML) به روش باکس-جنکینز را نشان می‌دهد. شایان ذکر است که در نرم‌افزار ایویوز نسخه 9، این فرآیند بطور اتوماتیک انجام شده و برای وقفه‌های مختلف خودرگرسیونی و میانگین متحرک، آن ترکیبی که کمترین آماره شوارتز-بیزین داشته باشد، گزارش می‌شود. همچنین در جدول 4-4، نتایج آزمون ناهمسانی واریانس وایت و آزمون وجود ARCH برای پسماندهای مدل ARMA(1,1) گزارش شده است. فرضیه صفر در آزمون وایت، همسانی واریاس و در آزمون ARCH، عدم وجود ARCH است. بر طبق آماره‌های محاسبه شده وجود ناهمسانی واریانس و اثرات ARCH در پسماندهای مدل ARMA تأیید شده و بایستی این ناهمسانی واریانس مدلسازی شود.

جدول 4‑5: نتایج تخمین مدل EGARCH(1,1) برای واریانس شرطی

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **متغیرها/پارامترها** | **ضرایب** | **انحراف معیار** | **آماره Z** | **ارزش احتمال(PV)** |
| **Ω** | 133/1\*\*\* | 000/0 | 875/2537 | 000/0 |
| **Β** | 870/0\*\*\* | 4/1 | 1/6 | 000/0 |
| **Γ** | 721/0\*\*\* | 096/0 | 509/7 | 000/0 |
| **θ** | 850/0-\*\*\* | 110/0 | 682/7- | 000/0 |

تصاویر تخمین در ضمیمه پیوست شده است. \*\*\*، \*\* و \* نشان دهنده­ی معنی­داری در سطح 1، 5 و 10 درصد می­باشد. تصاویر تخمین در پیوست آمده است.

بر طبق نتایج جدول 4-5، معنی‌داری **γ** حاکی از آن است که اثر شوک‌های مثبت و منفی در ایجاد نوسانات قیمت نفت خام نامتقارن است. همچنین مثبت بودن **γ** حاکی از این واقعیت مهم است که اثر شوک‌های مثبت قیمت نفت خام در ایجاد نوسان بیشتر از اثر شوک‌های منفی است. بنابراین عمده نوسان ایجاد شده ناشی از افزایش قیمت جهانی نفت خام است. در اینجا اثر شوک‌های مثبت قیمت نفت در ایجاد نوسانات برابر؛ (571/1+) و اثر شوک‌های منفی برابر -θ (129/0-) می‌باشد. همانطور که مشاهده می‌شود اثر شوک مثبت بیشتر از شوک منفی می‌باشد. این نتیجه مطابق با واقعیت‌های بازارهای جهانی نفت می‌باشد. چرا که شوک‌های مثبت نفتی زمانی حادث می‌شوند که امنیت عرضه نفت در بازارهای جهانی با مشکل مواجه باشد و یا حداقل نگرانی در مورد آن وجود داشته باشد. همین امر موجب ایجاد نااطمینانی در تقاضاکنندگان نفت و در نهایت شکل‌گیری نوسانات قیمتی و درآمدی در بازارهای جهانی نفت می‌گردد. حال آنکه شوک‌های منفی زمانی حادث می‌شوند که نوعی اطمینان از امنیت عرضه نفت وجود داشته باشد، که این شرایط باعث می‌گردد از نگرانی تقاضاکنندگان کاسته شده و در نتیجه نوسانات قیمت نفت و درآمد‌های نفتی کاهش یابد. البته براساس مطالعات تجربی و واقعیت‌های موجود، از آنجایی که سطح عمومی قیمت‌ها در مقیاس جهانی با افزایش قیمت نفت (شوک‌های مثبت قیمت نفت) افزایش می‌یابد، نوعی چسبندگی رو به پایین قیمتی نیز در بازارهای نفت حاکم می‌شود و به همین دلیل شوک‌های منفی قیمتی در کاهش نااطمینانی بازار نقش کم‌رنگتری دارند (مهرگان و همکاران، 1391). نمودار سری زمانی شاخص نوسان قیمت جهانی نفت خام و همچنین مانایی آن در بخش آمار توصیفی و مانایی متغیرها بحث شده است.

## تخمین مدل

جدول 4-6 نتایج تخمین الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی(1,4,1,0,0)ARDL برای داده‌های فصلی متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد.

جدول4‑6: برآورد الگوی پویا در چارچوب ARDL(1,4,1,0,0)، متغیر وابسته لگاریتم طبیعی مصرف بخش خصوصی.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **متغیر‌ها** | **ضریب** | **انحراف معیار** | **آماره تی(t)** | **ارزش احتمال(PV)** |
| **LPC(-1)** | 378/0\*\*\* | 119/0 | 166/3 | 003/0 |
| **LYT** | 082/0\*\*\* | 027/0 | 999/2 | 005/0 |
| **LYT(-1)** | 032/0 | 028/0 | 146/1 | 260/0 |
| **LYT(-2)** | 034/0 | 030/0 | 159/1 | 254/0 |
| **LYT(-3)** | 065/0-\*\* | 028/0 | 297/2- | 028/0 |
| **LYT(-4)** | 071/0\*\*\* | 0261/0 | 716/2 | 010/0 |
| **LVO** | 003/0- | 006/0 | 475/0- | 637/0 |
| **LVO(-1)** | 022/0-\*\*\* | 006/0 | 294/3- | 002/0 |
| **LMS** | 059/0\* | 032/0 | 810/1 | 079/0 |
| **LSP** | 029/0\*\*\* | 010/0 | 735/2 | 010/0 |
| **C** | 356/4\*\*\* | 395/1 | 121/3 | 004/0 |
| **T** | 005/0\* | 002/0 | 88/1 | 069/0 |
| **DU** | 135/0-\*\*\* | 034/0 | 952/3- | 000/0 |
| **DU1** | 085/0\*\*\* | 019/0 | 361/4 | 000/0 |

\*\*\*، \*\* و \* نشان‌دهنده­ی معنی­داری در سطح 1، 5 و 10 درصد می­باشد. برای تعیین وقفه بهینه از معیار شوارتز (SBC) استفاده شده است.

همانطور که مشاهده می‌شود متغیر مصرف بخش خصوصی با یک وقفه تأثیر مثبت و معنادار بر مصرف سال جاری دارد. این حاکی از صادق بودن اثر چرخ دنده‌ای تابع مصرف دارد و اینکه مصرف سال جاری تابعی ار مصرف سال قبل نیز است. متغیر درآمد قابل تصرف نیز با 4 وقفه در مدل ظلاهر شده است و درآمد قابل تصرف سال جاری تأثیر مثبت معنادار بر مصرف بخش خصوصی سال جاری دارد. شاخص نوسانات قیمت جهانی نفت نیز با یک وقفه در مدل ظاهر شده است که شاخص نوسان سال جاری تأثیر منفی بی‌معنی ولی شاخص نوسان سال قبل (با یک وقفه) تأثیر منفی معنادار بر مصرف بخش خصوصی سال جاری دارد و باعث کاهش آن می‌شود. همچنین متغیرهای ثروت (عرضه واقعی پول و ثروت حقیقی بازار سهام) هر دو تأثیر مثبت معنی‌دار بر مصرف بخش خصوصی داشته و باعث ارتقای آن می‌شود. طبق مبانی نظری تابع مصرف بایستی با لحاظ جمله عرض از مبدأ برآورد شود، چرا که جمله عرض از مبدأ بیانگر «حداقل معیشت» در تابع مصرف است؛ یعنی قسمتی از مصرف شخصی که توسط هیچ متغیر کنترلی تعیین نمی‌شود. جمله عرض از مبدأ در مدل تخمینی مثبت و از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. همچنین تابع مصرف بخش خصوصی در این پژوهش دارای روند می‌باشد و درصدی از تغییرات آن توسط روند (زمان) توضیح داده می‌شود.

DU ها متغیر موهومی برای لحاظ اثر شکست‌های ساختاری در مدل می‌باشند که به ترتیب برای فصل اول 1388 و فصل دوم 1384 لحاظ شده‌اند. مکان این شکست‌های ساختاری توسط آزمون زیوت اندریوز (ZA) شناسایی شده‌اند.

در الگوی پویای ، آنچه از نظر سیاست‌ گذاری اهمیت دارد تمایز گذاشتن بین ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت است[[77]](#footnote-77). بدین منظور بایستی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق(وابسته و توضیحی) آزمون شود. در صورت وجود رابطه بلندمدت توجیه‌ سنجی مورد نیاز برای استفاده الگوی تصحیح-خطا فراهم شده و ضرایب کوتاه‌مدت برآورد می‌شوند. برای آزمون وجود رابطه بلندمدت در مدل ARDL دو روش وجود دارد؛ الف) آزمون کرانه‌ها(باند). ب) آزمون ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (بنرجی و همکاران، 1993). که ما در این پژوهش از آزمون معرفی شده بوسیله بنرجی و همکاران(1993) بهره می‌گیریم.

مقدار آماره بنرجی و همکاران برای مدل ما برابر 5.1922434- است که در سطح معنی‌داری 5 و 10 درصد بیشتر از مقدار بحرانی 43/4- و 03/4- است. بنابراین وجود رابطه بلندمدت در مدل تأیید می‌شود.



بنابراین با توجه به وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق، در ادامه ضرایب بلندمدت و مدل تصحیح- خطا برآورد می‌شود.

جدول4-7: نتایج تخمین ضرایب بلندمدت مدل ARDL(1,4,1,0,0)

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **متغیر** | **ضریب** | **انحراف معیار** | **آماره تی(t)** | **ارزش احتمال(PV)** |
| **LYT** | 249/0\*\* | 113/0 | 185/2 | 036/0 |
| **LVO** | 040/0-\*\*\* | 011/0 | 593/3- | 001/0 |
| **LMS** | 095/0\* | 057/0 | 659/1 | 106/0 |
| **LSP** | 048/0\*\* | 023/0 | 065/2 | 047/0 |
| **C** | 013/7\*\*\* | 52/1 | 586/4 | 000/0 |
| **T** | 0081/0\*\*\* | 003/0 | 522/2 | 016/0 |
| **DU** | 218/0-\*\*\* | 032/0 | 762/6- | 000/0 |
| **DU1** | 138/0\*\*\* | 035/0 | 865/3 | 000/0 |

منبع: یافته‌ها. \*\*\*، \*\* و \* نشان‌دهنده­ی معنی­داری در سطح 1، 5 و 10 درصد می­باشد.

با توجه به نتایج تخمین ضرایب بلندمدت، متغیرهای درآمد قابل تصرف، عرضه واقعی پول و ثروت واقعی بازار سهام دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر مصرف بخش خصوصی بوده و باعث افزایش آن می‌شوند. در این بین درآمد قابل تصرف بیشترین اثر را بر ارتقای تابع مصرف بخش خصوصی دارد(دارای کشش درآمدی 249/0 درصد). متغیر شاخص نوسانات قیمت نفت نیز تأثیر منفی و معنادار بر مصرف بخش خصوصی در بلندمدت داشته و باعث کاهش آن می‌شود.

جدول4‑8: نتایج تخمین مدل تصحیح خطا و ضرایب کوتاه‌مدت ARDL(1,4,1,0,0).

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **متغیر** | **ضریب** | **انحراف معیار** | **آماره تی(t)** | **ارزش احتمال(PV)** |
| **∆LYT** | 0824/0\*\*\* | 0275/0 | 999/2 | 005/0 |
| **∆LYT(-1)** | 040/0- | 050/0 | 794/0- | 432/0 |
| **∆LYT(-2)** | 005/0- | 0422/0 | 123/0- | 902/0 |
| **∆LYT(-3)** | 071/0-\*\*\* | 0261/0 | 716/2- | 010/0 |
| **∆LVO** | 0031/0- | 0067/0 | 475/0- | 637/0 |
| **∆LMS** | 059/0\* | 032/0 | 810/1 | 079/0 |
| **∆LSP** | 029/0\*\*\* | 010/0 | 735/2 | 010/0 |
| **∆C** | 356/4\*\*\* | 395/1 | 121/3 | 004/0 |
| **∆T** | 005/0\* | 002/0 | 880/1 | 068/0 |
| **∆DU** | 135/0-\*\*\* | 034/0 | 952/3- | 000/0 |
| **∆DU1** | 085/0\*\*\* | 019/0 | 361/4 | 000/0 |
| **ECM(-1)** | 621/0-\*\*\* | 119/0 | 192/5- | 000/0 |

منبع: یافته‌ها. \*\*\*، \*\* و \* نشان دهنده­ی معنی­داری در سطح 1، 5 و 10 درصد می­باشد.

همانطور که اشره شد وجود رابطه بلندمدت و هم‌جمعی بین متغیرهای تحقیق مبنای استفاده از الگوهای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوهای تصحیح خطا نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت تعادلی آنها ارتباط می‌دهند. جدول 4-8 نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و الگوی ECM را نشان می‌دهد. همانند بلندمدت در کوتاه‌مدت نیز متغیرهای درآمد قابل تصرف سال جاری، عرضه واقعی پول و ثروت واقعی بازار سهام تأثیر مثبت و معنادار بر مصرف بخش خصوصی داشته و باعث افزایش آن می‌شوند. در مقابل شاخص نوسانات قیمت نفت در کوتاه‌مدت تأثیر منفی اما بی‌معنی بر مصرف بخش خصوصی دارد. علامت ضریب تصحیح خطا نیز مطابق با مبانی تئوریکی بوده(منفی) و از لحاظ آماری در سطح یک درصد معنادار است. بنابراین درصورت وجود یک انحراف (یا شوک) در تابع مصرف بخش خصوصی در کوتاه‌مدت، هر سال 62/0 درصد آن تعدیل شده و به سمت مقدار بلندمدت تعادلی همگرا می‌شود.

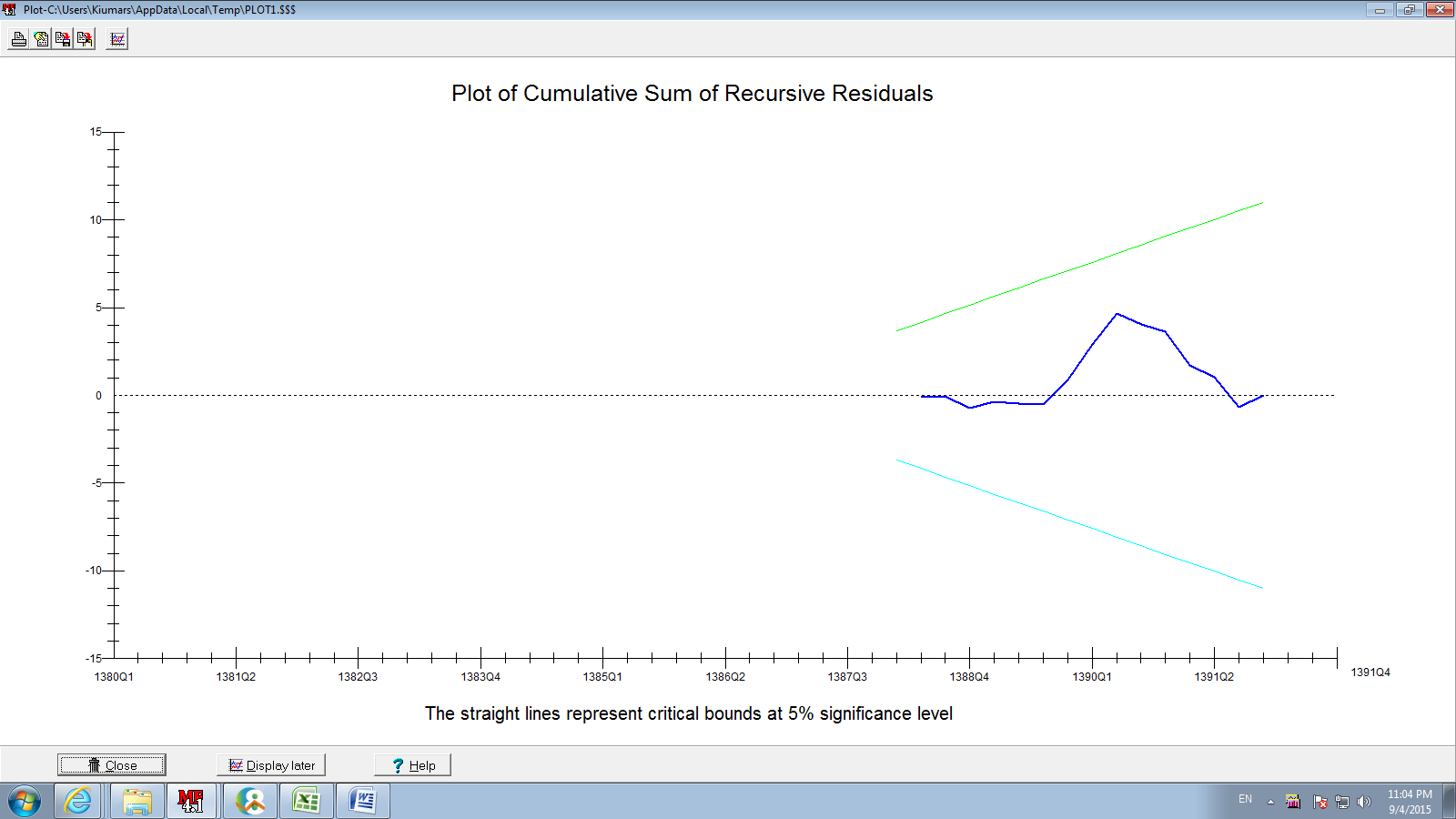
### آزمون‌های تشخیصی مدل

به منظور اطمینان از صحت نتایج الگوی برآورد شده آزمون تشخیصی همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس انجام شده است که در مدل برآورد شده وجود ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی رد می­شود. همچنین پارامترهاي تخمین زده شده یک سري زمانی ممکن است در طی زمان تغییر کنند و پارامترهاي بی ثبات نیز به عدم تشخیص صحیح منجر می­شوند، بنابرین به منظور بررسی پایداری ضرایب رگرسیون برآورد شده، آزمون پایداری انجام شده است. در این آزمون مقادیر آماره آزمون در بین دو حد بحرانی در سطح معنی‌داری 5 درصد رسم می‌گردد. در صورتی که مقادیر برآورد شده از این دو حد بحرانی خارج نشود فرضیه صفر که حاکی از پایدار بودن ضرایب رگرسیون تخمین زده شده می­باشد، رد نمی­شود. بر طبق نتایج آزمون‌های تشخیصی و پایداری (جدول 4-9)، وجود خودهمسبتگی سریالی، ناهمسانی واریانس رد و پارامترهای ساختاری مدل نیز دارای ثبات می‌باشند.

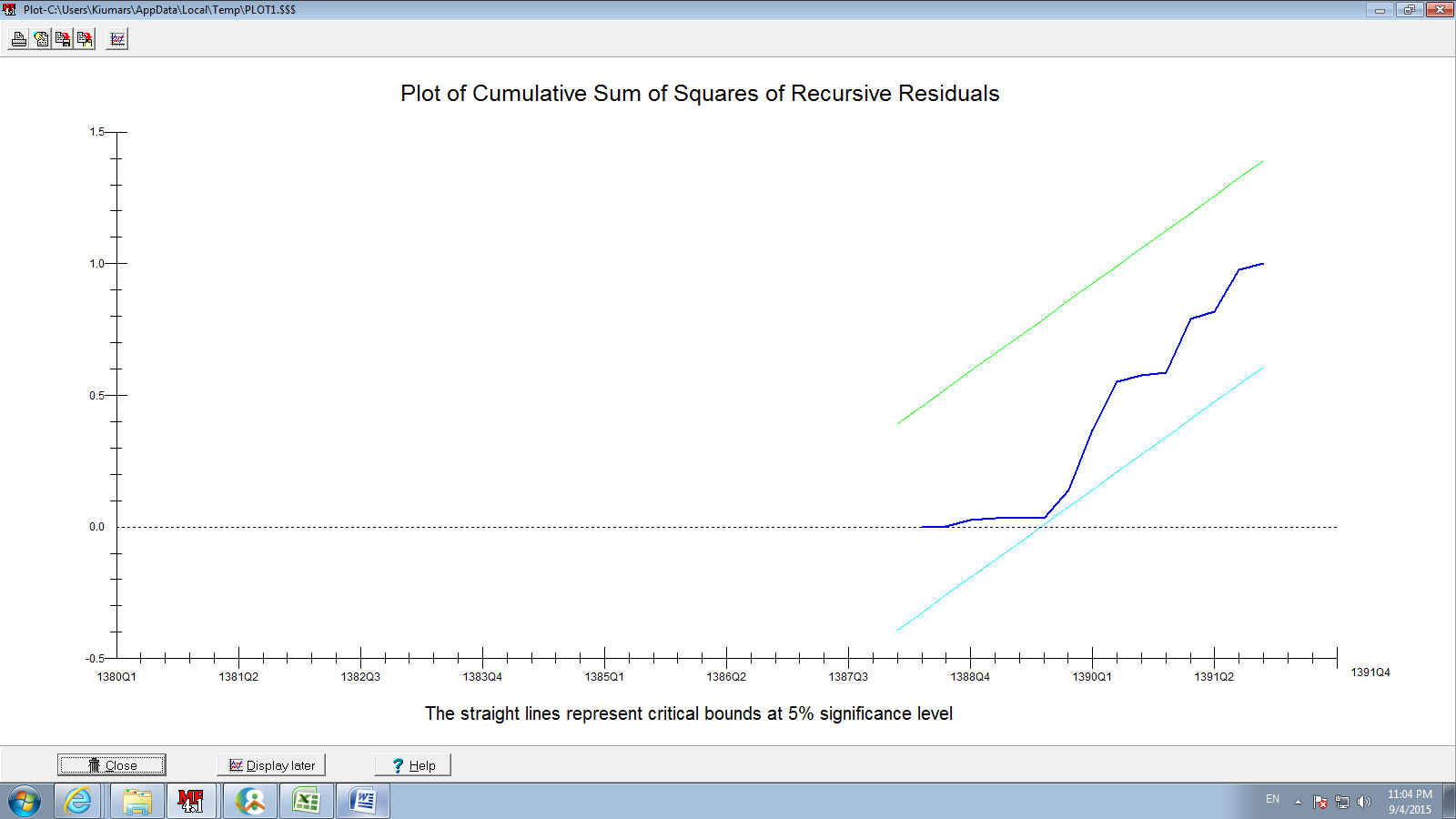
جدول 4‑9: آزمون‌های تشخیصی و خوبی برازش

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **نوع آزمون** | **آماره آزمون** | **ارزش احتمال(PV)** |
| آزمون خودهمبستگی سریالی | 299/6 (133/1) | 178/0 (360/0) |
| آزمون ناهمسانی واریانس | 564/1 (252/0) | 815/0 (906/0) |

**نکته: برای هر آزمون در نرم‌افزار میکروفبت دو آماره ارائه شده است. که اولی مربوط به LM و دومی مربوط به آزمون F است.**



نمودار4‑2: آزمون ثبات ضرایب ساختاری مدل-الف.



نمودار 4‑3: آزمون ثبات ضرایب ساختاری مدل- ب.

## آزمون فرضیه‌های تحقیق

فرضیه‌های پژوهش حاضر به شرح زیر بودند؛

***- فرضیه اول)*** *نوسانات قیمت نفت خام بر مصرف بخش خصوصی در ایران در بلند­مدت* تأثیر منفی و *معنی­داری دارد.*

با توجه به نتایج تخمین ضرایب بلندمدت این فرضیه تأیید شد و متغیر شاخص نوسانات قیمت نفت در بلندمدت تأثیر منفی و معنادار بر مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران دارد (دارای ضریب بلندمدت؛ 040/0-).

***- فرضیه دوم)*** *نوسانات قیمت نفت خام بر مصرف بخش خصوصی در ایران در کوتاه­مدت تأثیر منفی و معنی­داری دارد.*

با توجه به نتایج حاصل از مدل تصحیح-خطا، قسمت اول این فرضیه تأیید و قسمت دوم این فرضیه رد می‌شود. نوسانات قیمت نفت خام بر مصرف بخش خصوصی در ایران در کوتاه­مدت تأثیر منفی داشته ولی از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد.

## خلاصه فصل

در این فصل آمار توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه شده و مدل‌های تصریحی در فصل سوم توسط تکنیک‌های اقتصادسنجی سری زمانی تخمین و برآورد شدند. فرضیه اول تحقیق و قسمتی از فرضیه دوم تحقیق تأیید شده و در نتیجه شاخص نوسانات قیمت نفت تأثیر منفی و معنادار بر مصرف بخش خصوصی در بلندمدت دارد.

# فصل پنجم:

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

## مقدمه:

نوسانات قیمت نفت یکی از دلایل عمده آشفتگی در اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت است. به همین جهت، بررسی اثر نوسان قیمت نفت بر اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت که در آن­ها درآمد حاصل از صدور نفت به عنوان موتور محرکه اقتصاد شناخته می‌شود، ضروری است. هدف این پژوهش بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران طی بازه زمانی 1380 الی 1391 با استفاده داده‌های فصلی است. بدین منظور از آزمون‌های ریشه‌واحد، هم‌جمعی، ناهمسانی واریانس و در نهایت از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی () برای تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل استفاده شد.

## مروری بر خطوط کلی پژوهش

پژوهش حاضر در پنج فصل به بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران پرداخت. در فصل اول کلیات تحقیق ارائه شد و در فصل دوم مبانی نظری و پیشینه پژوهشی مرتبط با موضوع و روش‌شناسی موضوع پایان‌نامه بیان شد. در جمع‌بندی مطالعات تجربی می‌توان به این نکته مهم اشاره کرد که در اقتصادهای نفتی، نوسانات قیمت نفت عامل آشفتگی اقتصاد آن­ها و نوسان متغیرهای کلان اقتصادی است. در فصل سوم روش‌شناسی پژوهش ارائه شد و مدل‌های تجربی اقتصادسنجی پژوهش تصریح گردید. الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی () به جهت لحاظ پویایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت، روش مؤثری در مدلسازی‌های سری زمانی اقتصادسنجی است. در فصل چهارم مدل‌های تصریحی در فصل سوم برآورد شد و یافته‌های تحقیق مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته شد. بر طبق نتایج نوسانات قیمت جهانی نفت در بلندمدت تأثیر منفی و معنادار بر مصرف بخش خصوصی داشته و باعث کاهش آن می‌شود. همچنین در کوتاه‌مدت نیز تأثیر شاخص نوسان قیمت نفت تأثیر منفی بر مصرف خصوصی داشته ولی از لحاظ آماری معنادار نیست.

## جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مهمترین نتایج تجربی این پژوهش عبارتند از؛

1. کشش‌ درآمدی تابع مصرف بخش خصوصی نسبت به کشش دیگر متغیرها هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بزرگ‌ بوده و از لحاظ آماری نیز معنادار است. بنابراین بایستی رشد اقتصادی و افزایش رفاه و درآمد سرانه مورد توجه ویژه قرار گیرد.
2. شاخص‌های ثروت(تقاضای پول[[78]](#footnote-78) واقعی و ارزش واقعی بازار سهام) تأثیر مثبت و معنادار بر مصرف بخش خصوصی داشته و باعث ارتقای آن می‌شود. این نتیجه حاکی از صادق بودن نظریه مصرف مودگیلیانی و فریدمن برای اقتصاد ایران می‌باشد که طبق آنها مصرف علاوه بر درآمد بر ثروت نیز بستگی دارد. با توجه به اینکه، با در نظر گرفتن اثر ثروت منحنی IS به حالت افقی نزدیکتر می‌شود، بنابراین کارایی سیاست پولی بیشتر می‌شود. این نتیجه می‌تواند پیامدهای قابل توجهی برای سیاستگذاران کلان اقتصادی و پولی داشته باشد.
3. مهمترین ویژگی بارز مدل EGARCH اینست که در آن اثر شوک‌های مثبت و منفی نامتقارن در نظر گرفته می‌شود. بنابراین شاخص نوسان مستخرج از مدل EGARCH مشخص می‌کند که چه مقدار از نوسان ایجاد شده توسط شوک‌های مثبت قیمت خام (افزایش قیمت نفت خام) است و چه مقدار ناشی از شوک‌های منفی قیمت نفت خام (کاهش قیمت نفت خام) است. اجرای مدل EGARCH برای متغیر فصلی قیمت نفت خام طی بازه 1380 الی 1391 حاکی از این مهم است که اثر شوک‌های مثبت در ایجاد نوسان بیشتر از اثر شو‌ک­های منفی است. بنابراین وقتی قیمت نفت افزایش می‌یابد (در اثر شوک مثبت) هم نوسان بیشتر می‌شود و هم درآمدهای نفتی دولت افزایش می‌یابد و در نتیجه مصرف بخش خصوصی به دلیل وجود اثرات جانشینی بین مخارج دولت و مصرف بخش خصوصی (crowding-out) کاهش می‌یابد.
4. نتایج برآورد کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که ضریب دوره تصحیح خطا به طور معناداری منفی و مقدار قدرمطلق آن کمتر از یک است؛ این نتیجه دلالت بر آن دارد که هر انحراف از تعادل بلندمدت تصحیح می‌شود، به طوری که حدود 60 درصد از عدم تعادل یک دوره در دوره بعد تعدیل خواهد شد. بنابراین هر انحراف از تعادل بلندمدت در کمتر از دو دوره تعدیل خواهد شد.
5. مطابق نتايج تخمين، کشش درآمدی مصرف حقیقی بخش خصوصی در بلندمدت و کوتاه‌مدت بترتیب برابر 249/0 و 0824/0 درصد می‌باشد. بنابراین در بلندمدت و کوتاه‌مدت بترتیب به ازای یک درصد تغییر (افزایش) در درآمد قابل تصرف، مصرف حقیقی بخش خصوصی بطور متوسط به اندازه 249/0 و 0824/0 درصد افزایش خواهد یافت. این یافته مطابق با منطق اقتصادی نیز هست چرا که میل نهایی مصرف بلندمدت بیشتر از میل نهایی مصرف کوتاه‌مدت است. از طرف ديگر، ضریب ثروت واقعی بازار سهام در بلندمدت 048/0 برآورد شده است؛ يعني به ازاي يك واحد افزايش در ثروت سهام در بلندمدت، بطور متوسط 048/0 درصد بر ميزان مصرف حقيقي بخش خصوصي افزوده می‌شود، شایان ذکر است که ضریب متناظر كوتاه‌مدت حدود 029/0برآورد شده است. همچنین ضریب عرضه پول واقعی در بلندمدت 095/0درصد برآورد شده است. یعنی در بلندمدت به ازای یک واحد افزایش در عرضه پول حقیقی، بطور متوسط مصرف حقیقی بخش خصوصی به اندازه 095/0 درصد افزایش افزایش خواهد یافت. در اینجا نیز کشش کوتاه‌مدت متناظر برابر 059/0 درصد برآورد شده است.
6. نتایج این پژوهش سازگار با نتایج سایر محققین در خصوص اثرگذاری بازار سهام بر مخارج مصرفی بخش خصوصی است. به بیان دیگر در اقتصاد ایران نیز ثروت اثر مثبت معنادار بر هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی دارد.

## پیشنهادات سیاستی

شناخت واكنش­هاي مصرف بخش خصوصی نسبت به شوك­­هاي قيمت نفت، سياست­گذاران را براي اعمال سياست­ها و راهكارهاي درست اقتصادي در جهت كاستن هرچه بيشتر وابستگي كشور به نفت و درآمدهاي نفتي رهنمون مي­سازد. از آنجايي كه شوك­های قيمت نفت معمولاً پيش­بيني نشده است، هنگام وقوع اين شوك­­ها آمادگي لازم جهت برخورد با آن وجود ندارد و همين امر باعث مي­شود اثراتي بر متغيرهاي كلان اقتصادي از جمله مصرف بخش خصوصی، بگذارد كه مهار كردن و هدايت آن در جهت صحيح، ممکن است زمان بر باشد؛ و لذا صدماتي بر اقتصاد مملكت وارد آورد.

بنابراين اگر مسئولان، آمادگي لازم را جهت اعمال سياست­هاي مناسب، براي مقابله با مشكلات به وجود آمده، داشته باشند، به بهبود وضعيت اقتصادي كشور كمك شاياني مي­شود. نتایج حاصل از این پژوهش ارتباط مستقیم با تصمیم‌گیری‌های سیاستی در رابطه با کنترل درآمدهای نفتی و کاهش اثر نوسانات قیمت (و درآمدهای) نفتی بر متغیرهای اقتصادی دارد. مهمترین پیشنهادهای سیاستی این پژوهش بر سیاستگذاران عبارتند از؛

* **کارکرد بهتر صندوق توسعه ملی(NDF) و کنترل نوسانات درآمدهای نفتی:** درآمدهای نفتی حجم قابل ملاحظه‌ای از درآمدهای دولتی را فراهم می­کند و شدیداً تحت تاثیر قیمت نفت قرار دارند که یک متغیر برون­زا محسوب می­شود و به دلیل آنکه بودجه کشور از طریق درآمدهای نفتی تعیین می­شود، بی­ثباتی این درآمدها نتایج بسیار منفی در اقتصاد کشور ایجاد می­کند. یکی از راهکارهایی که از 1379 ایجاد شده، ایجاد صندوق ذخیره ارزی (از جمله تخصیص بهینه منابع صندوق به دارایی­ها و سرمایه­گذاری­های مختلف) از سوی دولت است. مدیریت مطلوب این درآمدها نقش ویژه­ای در عملکرد و تثبیت اقتصاد کشور دارد. این راهکار می­تواند زمانی می­تواند مفید باشد که سبب ثبات در اقتصاد گردد، یعنی واریز درآمدهای حاصل از فروش نفت به این حساب هنگامی که از رقم درآمد مورد نظر دست نیافته باشد.
* از زمانیکه درآمدهای ناشی از نفت در اقتصاد ایران، سهم بالایی از تولید ناخالص داخلی و بودجه­های سالیانه را به خود اختصاص داد اقتصاد ایران بر پایه­ی اصول یک اقتصاد تک محصولی بنا نهاده شد که برای برون رفت از اقتصاد تك­ محصولي و متكي بر نفت، بایستی سياست­هاي تجاري كشور مورد بازبيني قرار گيرد و سهم ديگر بخش­هاي اقتصادي همانند بخش كشاورزي و صنعت در تجارت خارجي بيشتر گردد تا از اين طريق بخش نفت از محوريت خارج شده و وابستگي بخش­هاي اقتصادي به اين بخش به حداقل برسد.
* دولت در اتخاذ سياست­هاي پولي و مالي توسط بانك مركزي و دولت، بايد به رفتار بازارهاي مختلف پولي و اعتباري، بيمه­ها، بازار سهام نظارت نماید بدلیل آن­که مولفه­هاي مختلف ثروت مالي(سپرده هاي مردم نزد بانك­ها، سهام، اوراق بهادار، ذخاير بيمه و...) تحت تأثير اين سياست­ها قرار دارند. هرگونه تغيير در نرخ­هاي سود بانكي، نرخ­هاي مالياتي و حق بيمه­ها، دخالت دولت در زمينه قيمت­گذاري دارايي­هاي سرمايه­اي و سهام مي­تواند بر ثروت مالي خانوارها تأثير بگذارد و از طريق كانال ثروت، رفتار مصرف كنندگان را دچار تحول نمايد. بنابراين، بانك مركزي مي­تواند با تغيير هدفمند نرخ­هاي سود بانكي، ميزان مصرف بخش خصوصي را تحت تأثير قرار دهد و زمينه افزايش بيشتر پس اندازهاي خصوصي و گسيل سرمايه­هاي خُرد خانوارها را به سمت بازار سهام و فعاليت­هاي اقتصادي مولد و اشتغال­زا را فراهم كند.
* سیاستگذاران باید فرهنگ عمومی حاکم بر مصرف را از مصرف کالاهای خارجی به سمت کالاهای ساخت داخل تغییر دهند تا در زمان افزایش قیمت نفت و درآمد نفتی، واردات کالاهای مصرفی خارجی افزایش نیابد و از درآمدهای نفتی برای واردات کالاهای سرمایه­ای و همچنین تقویت زیرساخت­های مورد نیاز بخش صنعت استفاده شود.
* اصلاح نظام مالیاتی کشور به منظور کاهش وابستگی دولت به درآمدهای نفتی.
* تقویت بازار سهام و زیرساخت‌های آن.
* هدف قرار دادن رشد اقتصادی و افزایش درآمد سرانه.
* توجه به سیاست‌های پولی و ابزارهای آن.

## پیشنهادات پژوهشی

پیشنهادهای پژوهشی این مطالعه بر پژوهش‌های آتی عبارتند از؛

* بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر مصرف بخش خصوصی (و سرمایه‌گذاری خصوصی) در استان‌های ایران.
* بررسی تأثیر شوک های نفتی با تاکید بر اثرات نامتقارن آن بر مصرف بخش خصوصی در ایران.
* بررسی تأثیر نوسانات قیمت بر مصرف بخش خصوصی در دهک‌های مختلف درآمدی.
* بررسی تأثیر نوسان­های دائمی و موقتی قیمت نفت اوپک بر مصرف بخش خصوصی و دولتی.

**منابع:**

**- منابع فارسی:**

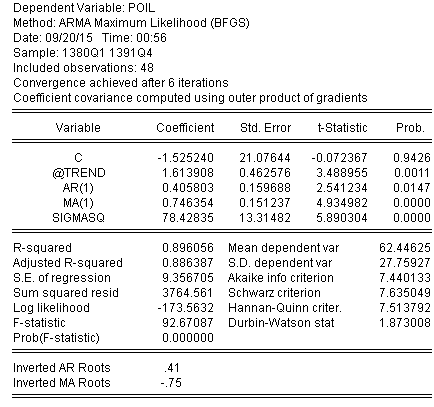
1. ابریشمی، حمید و مهرآرا، محسن و غنیمی فرد، حجت ا... و کشاورزیان، مریم(1387). "اثر نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی برخی کشورهایOECD به وسیله تصریح غیر خطی قیمت نفت" مجله دانش و توسعه، سال پانزدهم شماره۲۲ : ۷-۲۲ .
2. ابریشمی،حمید و مهرآرا، محسن(1388). " اقتصاد سنجی کاربردی" چاپ دوم. انتشارات دانشگاه تهران.
3. ابريشمي، حميد و مهرآرا، محسن و آريانا، ياسمين(1385). " ارزيابي عملكرد مدل­هاي پيش بيني بي­ثباتي قيمت نفت" مجله تحقيقات اقتصادي، شماره 78: 1-21
4. احمد، مولود و تشکینی، احمد و احمد سوری، امیررضا (1387). " تخمین تابع مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران" پژوهشنامه اقتصادی، شماره 28: 15- 39
5. ارشدی، علی و موسوی، حبیب(۱۳۹۱). "بررسی تاپیر شوک های نفتی با تأکید بر اثر نامتقارن آن بر رشد اقتصادی ایران طی سال های ۱۳۵۰-۱۳۸۷ "فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال چهاردهم، شماره۳: ۲۰۰-۱۷۹.
6. افروز، احمد و سوری، علی(1383). "اثر ثبات و نوسانات صادرات نفت بر رشد اقتصاد ایران". فصلنامه پیک نور، سال دوم، شماره4: 110-103.
7. امامقلي پور، سارا و عاقلي، لطفعلي(1391). " تأثير ثروت بر مصرف بخش خصوصي در ايران" فصلنامه مدل سازی اقتصادی، سال ششم، شماره 2: 61-81.
8. امامي، كريم و اديب­پور، مهدي(1390). " بررسي اثرات نامتقارن شوكهاي نفتي بر توليد". فصلنامه مدلسازي اقتصادي، سال سوم، شماره4: 1-26.
9. اندرس، والتر (1393). " اقتصاد سنجی سری­های زمانی بارویکرد کاربردی" ترجمه مهدی صادقی شاهدانی، سعید شوال پور. جلد 1 چاپ چهارم. انتشارات دانشگاه امام صادق.
10. آستریو، دیمیتریوس و جی هال، اس (1392). " اقتصادسنجی کاربردی: رهیافتی مدرن با استفاده از EViews و Microfit " ترجمه علی کرباسی و حسین محمدی و آزاده تعالی مقدم. انتشارات دانشگاه فردوسی (مشهد).
11. بانک مرکزی جمهوری اسلامی، سری­های زمانی، سال­های مختلف.
12. پيري، مهدي و جاودان، ابراهيم و فرجي ديزج، سجاد(1390). " بررسي تأثير نوسانات صادرات نفت بر رشد بخش كشاورزي در ايران" نشريه اقتصاد و توسعه كشاورزي، جلد 25 ، شماره 3: 275-283.
13. جهادی، محبوبه و علمي، زهرا (1390). "تكانه هاي قيمت نفت و رشد اقتصادي(شواهدي از كشورهاي عضو اوپك)" فصلنامه پژوهش­هاي رشد و توسعه اقتصادي، سال اول، شماره 2: 11-40.
14. حسن زاده، علی و کیانوند، مهران (1388). " بحران مالی جهانی بازار جهانی نفت و استراتژی اوپک".مجله تازه­های اقتصاد، سال هفتم، شماره126: 84-94.
15. خدادکاشی، فرهاد (1383). اقتصاد کلان 1.نشر دانشگاه پیام نور، چاپ اول، تهران.
16. زراء نژاد، منصور و لرکی بختیاری نژاد، مهران و دویده، عبدالکریم(۱۳۸۶). "مدل تصحیح خطا برای مصرف خصوصی در ایران" مجله دانش و توسعه، شماره ۱۹: ۱۹۹ – ۲۱۸.
17. سلمانی، بهزاد و اصغرپور، حسین و دهقانی، علی و افشاری، مجید(1389). "تاثیر نابرابری درآمد برمصرف بخش خصوصی" مجله دانش وتوسعه، سال هفدهم، شماره34: 193-211.
18. سوری، علی (1390). " اقتصاد سنجی: همراه با کاربرد نرم افزار Eviews7 " انتشارات فرهنگ شناسی.
19. صاحب هنر، حامد و ندری، کامران(1392). " تحلیل اقتصادی اثر افزایش درآمدهای نفتی بر توزیع درآمد با رویکرد BVAR: مطالعه موردی ایران، پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، دوره سوم، شماره 9: 115-149.
20. صادقی، حسین و حسن زاده، محمد و یوسفی، علی و سحابی، بهرام و قنبری، علی(1390). "بررسی اثر نوسان قیمت نفت بررفاه خانوادها در دهک­های مختلف درآمدی:رهیافت مدل تعادل عمومی قابل محاسبه" فصلنامه پژوهش­های اقتصادی، سال دوازدهم،شماره4: 55-77.
21. صادقی، سید کمال و متفکرآزاد، محمدعلی و پورعیادالهان­کویج، محسن و شهیاززاده­خیاوی، اتابک (۱۳۹۲). "اثر بی­ثباتی قبمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی در ایران، تجزیه تحلیل مدل چرخشی مارکوف" فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، سال دوم، شماره۵: ۲۹-۵۲.
22. صادقي، حسين و شهاب لواساني، كيوان و باغجري، محمود (1389). " اثرات تعديل قيمت حامل‌هاي انرژي بر متغيرهاي كلان اقتصادي با استفاده از يك مدل خود رگرسيون ساختاري(SVAR)". شماره1، 76-50.
23. صمدی، سعید و یحیی آبادی، ابوالفضل و معلمی، نوشین (1388). " تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران" فصلنامه پژوهشها و سیاسته ای اقتصادی، سال هفدهم، شماره52: 5-26.
24. صمدی، علی حسین و بهپور، سجاد(1392). " بررسی تاثیر نوسانات قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران" فصلنامه نظریات اقتصادی کاربردی اقتصاد، دوره 1، شماره 2: 89-106 .
25. صمدی، علی حسین و هادیان، ابراهیم و جعفری، محبوبه (۱۳۹۲). "بررسی تاثیر نوسان قیمت دائمی و موقتی قیمت نفت اوپک بر سرمایه گذاری تولید و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران" فصلنامه اقتصاد انرژی ایران، سال دوم، شماره ۷: ۱۰۱-۷۵.
26. صمدي، سعيد و خرميپور، علي و مصدقي، انسيه و ميرمهدي، سيده اکرم(1393). " تحليل سرایت نوسانهاي قيمت جهاني نفت به بازار سهام (مورد مطالعه: منتخبي از کشورهاي عضو اوپک)" تحقيقات اقتصادي، دورۀ 49، شمارۀ 3: 555-574.
27. غفاري، فرهاد و مظفري، سحر(1389). " اثرات نامتقارن شو كهاي نفتي بر رشد اقتصادي در ايران". فصلنامه اقتصاد کاربردی، سال اول، شماره3: 69-49.
28. غیاثوند، ابوالفضل و یاهو، مسعود(1389). فصلنامه علوم اقتصادی، دوره دو، شماره5: 1-18.
29. فرشادگهر، ناصر و لطیفی، علی(۱۳۹۱). "تاثیر نوسان بهای نفت بر مناسبات دولت و جامعه" فصلنامه سیاست، دوره ۴۳، شماره۳: ۲۱۷-۱۹۹.
30. فلاحی، فیروز و پورعبادالهان کویچ، محسن و بهبودی، داود و محسنی زنوزی، فخری سادات(1392). " بررسی اثرات نامتقارن شوک­های درآمد نفتی بر تولید در اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ". فصلنامه اقتصاد انرژی ایران، سال دوم، شماره7: 103-127.
31. قنبری، علی و خضری، محسن و رسولی، احمد(1390). " تشخیص اثرات نامتقارن شوک های نفت خام بر روی اقتصاد ایران در رژیم های اقتصادی: مدل راه گزینی مارکوف" مجله تحقيقات اقتصادی، شماره97: 119-149.
32. کمیجانی، اکبر و اسدی مهمانروستی، الهه (1389). "سنجشی از تاثیر شوک های نفتی و سیاست های پولی بر رشد اقتصادی ایران"مجله تحقیقات اقتصادی،سال89، شماره91، 262-239.
33. کمیجانی، اکبر و گرجی، ابراهیم و اقبالی، عليرضا (1393). " برآورد مدل جدیدی از سیکلهای تجاری سیاسی مورد مطالعه ایران". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، دوره18: شماره17، 1-34.
34. گجراتي، دمودار؛ ترجمه: ابريشمي، حميد( 1385)، مباني اقتصاد سنجي، جلد دوم، انتشارات دانشگاه تهران.
35. گسکری، ریحانه و اقبالی، علیرضا و حلافی،حمیدرضا(1383). "بی ثباتی صادرات نفت و رشد اقتصادی در ایران" فصلنامه پژوهش ­های اقتصادی در ایران، سال هفتم،شماره24: 77-94.
36. گسکری، ريحانه و اقبالی، عليرضا(1384). "اثر شوک نفتی بر سرمايه گذاری بخش خصوصی در ايران". فصلنامه سیاستها و پژوهش‌های اقتصادی، جلد13، شماره 36: 62-75.
37. محمدی، محمد (1393). " مدل‌سازی بازده شاخص کل بورس با استفاده از مدل‌هایMarkov-Switching و ARFIMA –FIGARCH". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه ارومیه.
38. مهرگان، نادر و سلمانی، یونس(۱۳۹۳)."شوک­های قیمتی پیش بینی نشده نفت و رشد اقتصادی در ایران:کاربردی از مدل­های چرخشی مارکوف پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، سال سوم، شماره۱۲: ۲۰۸-۱۸۳.
39. نعمت اللهي، فاطمه و مجدزاده طباطبائي، شراره(1390). "تاثير نوسانات قيمت نفت اوپك بر تراز تجاري ايران" فصلنامه مدلسازي اقتصادي، سال سوم، شماره 4: 151-169.
40. نوفرستي، محمد (1378). ريشه واحد و همجمعي در اقتصاد سنجي. موسسه خدمات فرهنگي رسا، چاپ اول، تهران.
41. رجایی، یداله و احمدی، شهلا(1391). "برآورد تابع مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ایران طی دوره ( 1385-1338)". فصلنامه مدیریت توسعه وتحول ، دوره 1391، شماره8 :67-75.

**- منابع لاتین:**

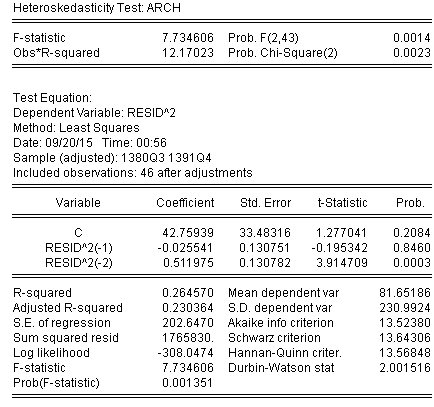
1. Akanni, Olomola Philip (2008), Oil wealth and economic growth in oil exporting African countries, Department of economics, Obafemi Awolowo University.
2. Alom, F., Wind, B., Hu, B. (2011), Spillover Effects of World Oil Prices on Food Prices: Evidence for Asia and Pacific Countries, Conference, August 25-26, 2011, Nelson, New Zealand 115346, New Zealand Agricultural and Resource Economics Society.
3. Anashasy, E-A., et. al. (2005): Evidence on the Role of Oil Prices in Venezuelas Economic Performance:1950-2001, Working Paper, University of Washington.
4. Bollersev, T. (1986) ,Generalized Autoregressive­­ Conditional Hetroskedasticity, Econometrica, 65, 491-500.
5. Bollerslev, T., R. F. Engle and D. B. Nelson (1994), *ARCH Models*, Handbook of Econometrics, Chapter 49, pp. 2959-3038.
6. Broadstock, D.C.,Wang,R.,Zhang,D.,2014.Direct and indirect oil shocks and the irimpacts upon energy related stocks. Econ.Sys.38,451–467.
7. Business Insider.(20014)
8. Chen, S. S. & Hsu, K. W. (2012); Reverse globalization: Does high oil price volatility discourage international trade?, Energy Economics, Vol. 34, Issue 5, P 1634–1643.
9. Cologni A. & M. Manera (2009), "The Asymmetric Effects of Oil Shock on Output Growth:A Markov-Switching Analysis for the G-7 Countries" ,Economic Modelling, Vol.26, pp. 1-29
10. Corden, W. M., Neary, J. P., 1982. Booming Sector and De-industrialisation in a Small Open Economy. The Economic Journal, 92, 829-831.
11. Cunado, J., de Gracia, F.P.,( 2003). Do oil price shocks matter? Evidence for Some European countries. Energy Economics 25, 137–154.
12. Dayong Zhang, DavidC.Broadstock, Hong Cao(2014). “International oil shocks and household consumption in China” Energy Policy; Energy Policy75;pp146–156
13. Du,L.M.,He,Y.N.,Wei,C.,2010.There lationship between oil price shock sand China's macro-economy:anempiricalanalysis.Energy Policy38(8), 4142–4151.
14. Duesenberry . J.S.(1949). Incom , saving , and the Theory of consumer Behaviour . Cambridge : Harvard university Press
15. Farzanegan, M. and G. Markwardt., (2007), “The Effect of Oil Price Shocks on Iranian Economy”, “Energy Economics”, Vol. 31, PP.134-151.
16. Farzanegan, Mohamad Reza & Gunther Markwardt (2009) The effects of oil price shocks on the Iranian economy; Energy Economics 31: 134-151.
17. Friedman , M.(1957). ATheory of the Consumption Function. Princeton : Princeton University Press
18. Guo, H and Kliesen, L, (2005), " Oil Price Volatility and U.S Macroeconomic Activity", Federal Reserve Bank of St. Louis Review, November/December 2005, 87(6), pp. 669-83.
19. Hamilton,J.D., Herrera, A.M.,2004. Oil shocks and aggregate macroeconomic behavior: the role of monetary policy. J.Money Credit Bank. 36(2), 265–286.
20. Hamilton,James. D; (2003) “What is an oil shock?” ; Journal of Econometrics, 113, 363-398.
21. Hamilton,J.,2003.Whatisanoilshock?J.Econom.113(2),363–398.
22. Iwayemi, A., Fowowe, B. (2011); Impact of Oil Price Shocks on Selected Macroeconomic Variables in Nigeria, Energy Policy, Vol. 39, Pp. 603–612.
23. Jimenez-Rodriguez, Rebeca & Marcelo, Sanchez (2005), "oil price Shock And Real GDP Growth: Empirical Evidence For Some OECD Countries", Applied Economics, vol. 37, pp. 201-228.
24. Keynes , J.M.(1936). The Gerneral Theory of Employment , Interest and Money . London: Macmi. llan.
25. Mehra,Y.P.,Peterson,J.D.,2005.Oil price sand consumerspending .Fed .Reserve Bank RichmondEcon.Q.91(3),53–72.
26. Ou,B.L.,Zhang,X.,Wang,S.Y.,2012.HowdoesChina'smacro-economy response to the world crude oil price shock :a structural dynamic factor model approach. Comput. Ind. Eng.63(3),634–640.
27. Xavier Sala-i-Martin & Arvind Subramanian. (2013). "Addressing the Natural Resource Curse: An Illustration from Nigeria". Journal of African Econoies. Centre for the Study of African Economies (CSAE). vol. 22(4). pages 570-615. August
28. Zhang, Dayong ,(2008), “Oil shock and economic growth in Japan: Anonlinear approach”, Energy Economics, no. 30: 2374-2390

**- پیوست‌ها**

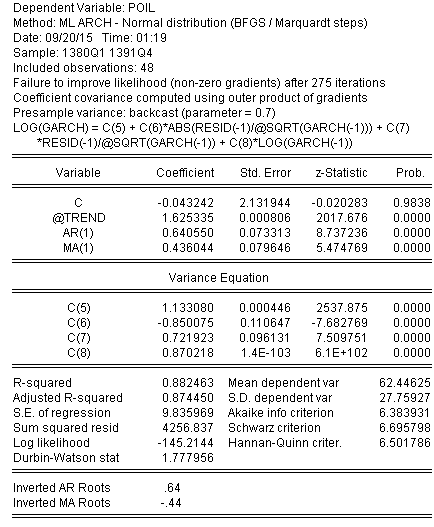
تصویر 1: تخمین مدل میانگین شرطی قیمت نفت خام توسط الگوی ARMA(1,1)

****

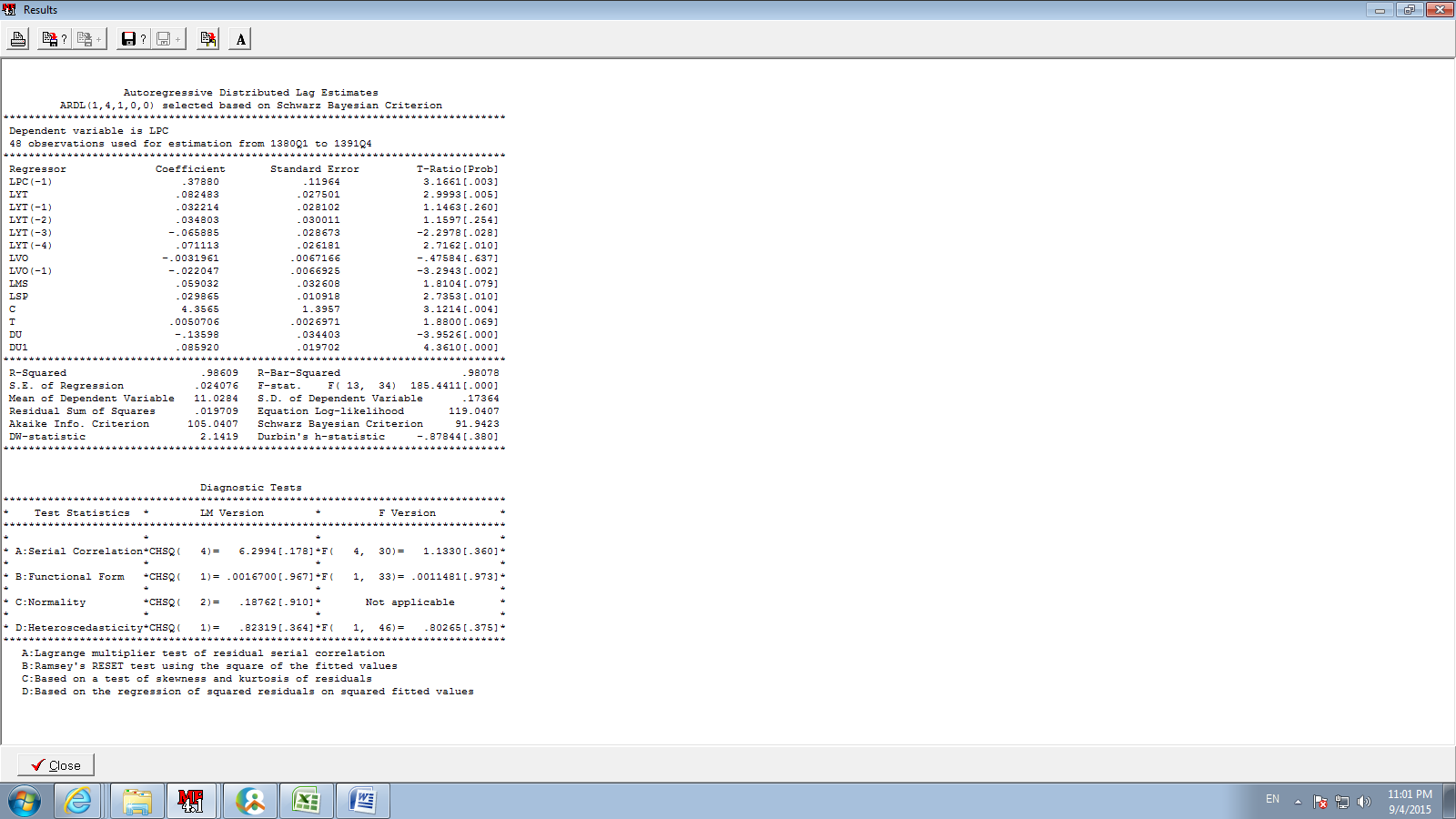
تصویر 2: آزمون وجود اثرات ARCH

****

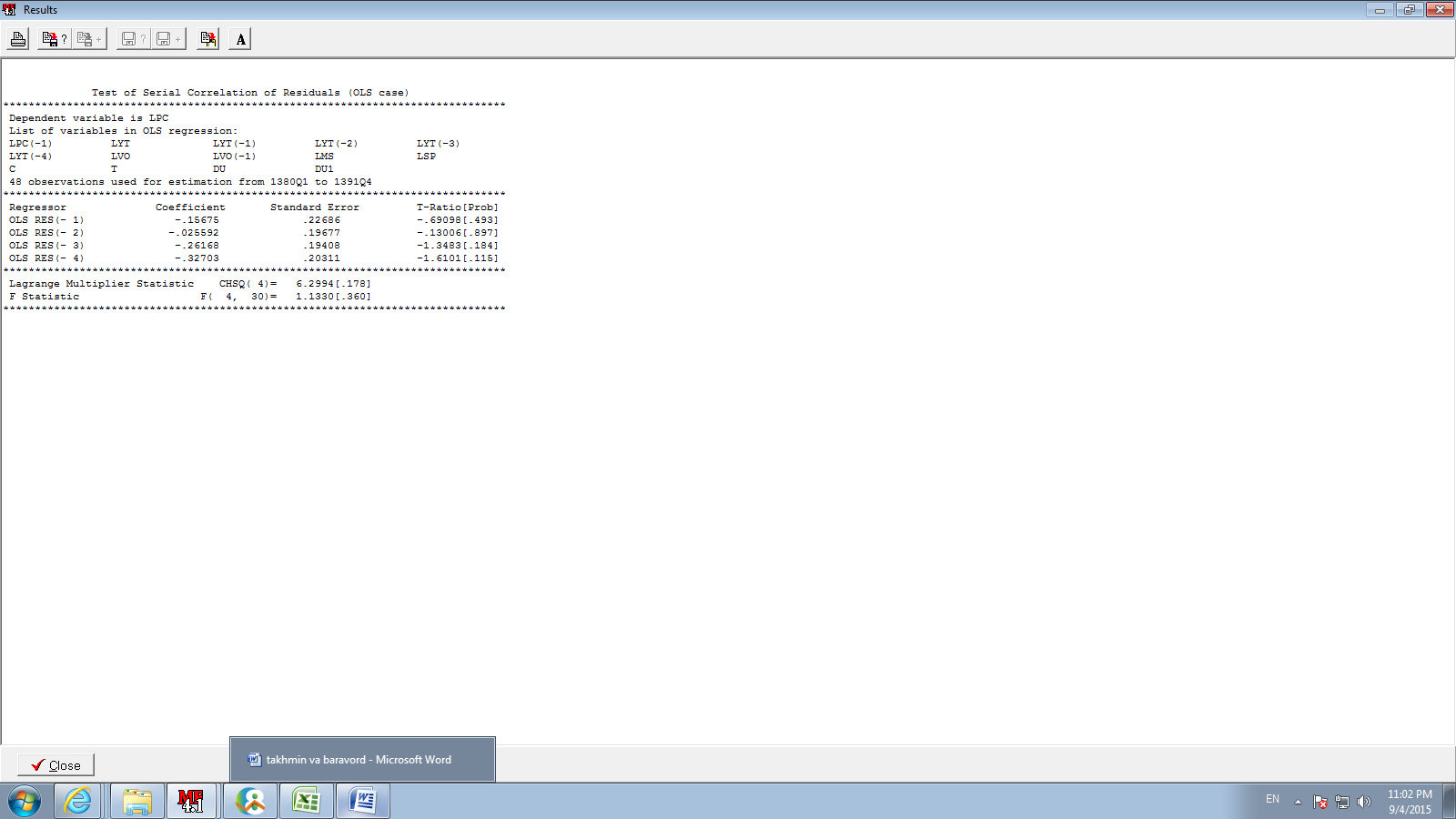
تصویر 3: تصویر تخمین مدل EGARCH برای استخراج شاخص نوسانات قیمت نفت خام



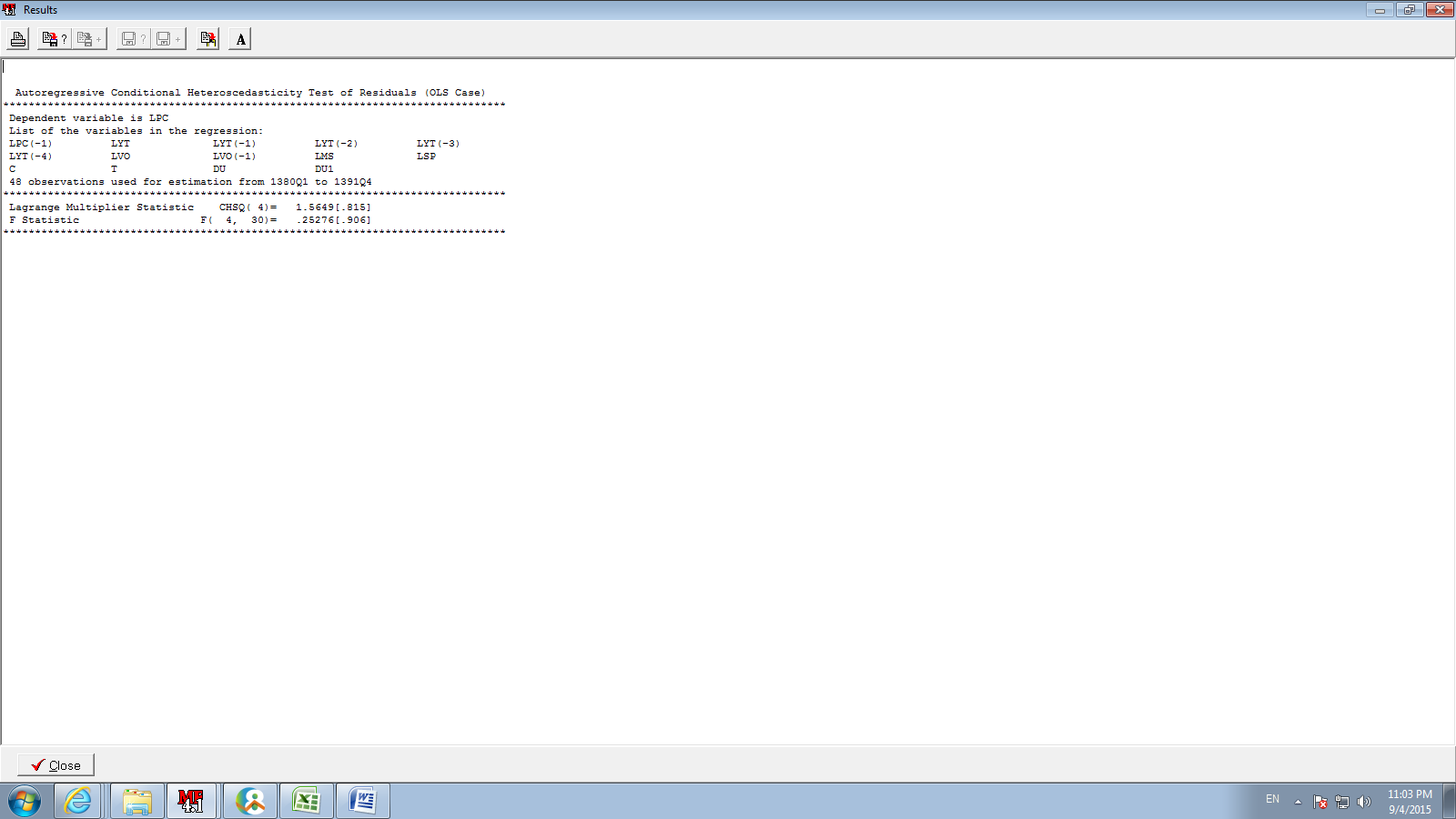
تصویر 4: تخمین الگوی پویای ARDL(1, 4,1,0,0)



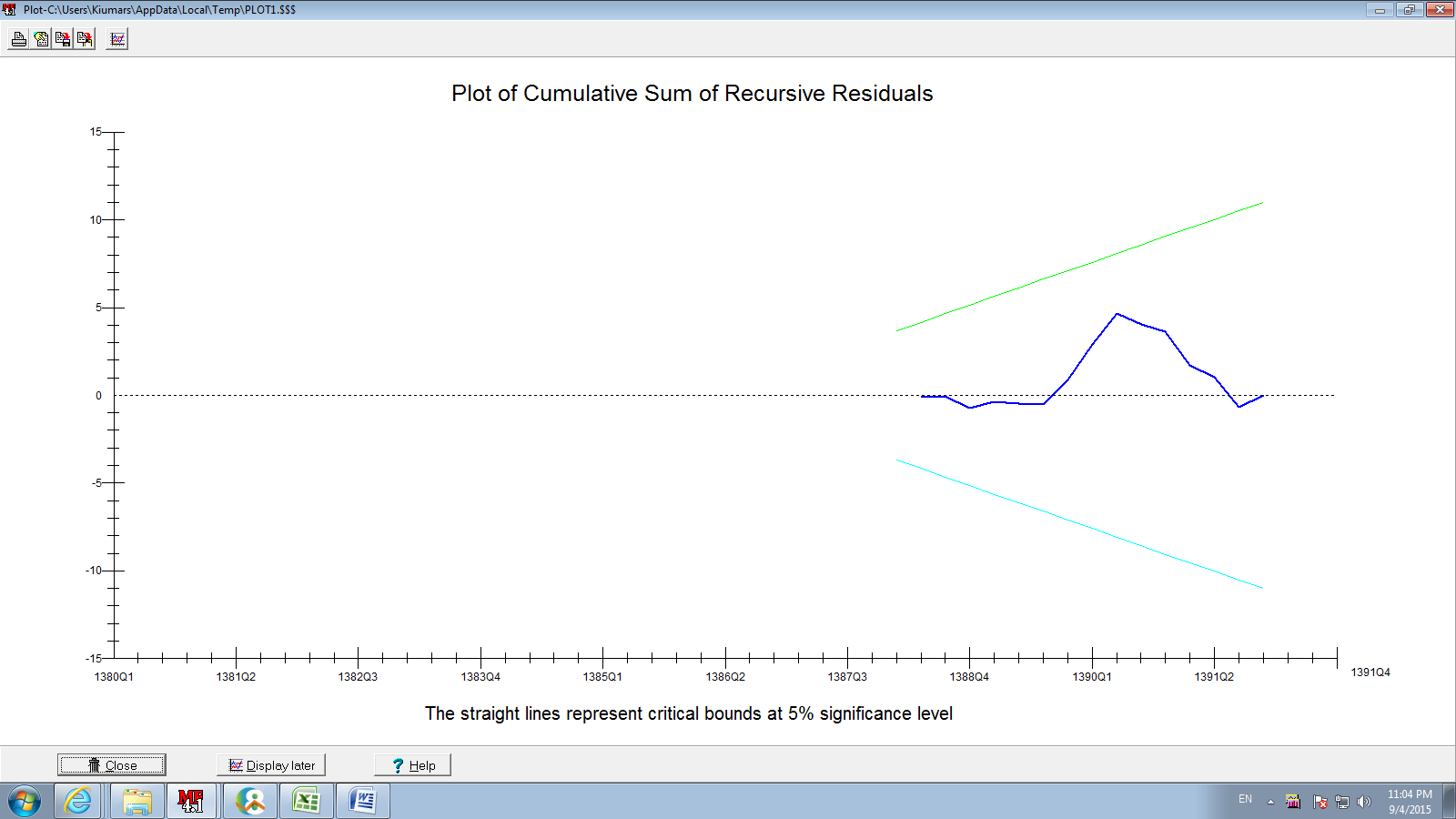
تصویر 5: آزمون تشخیصی خودهمبستگی سریالی

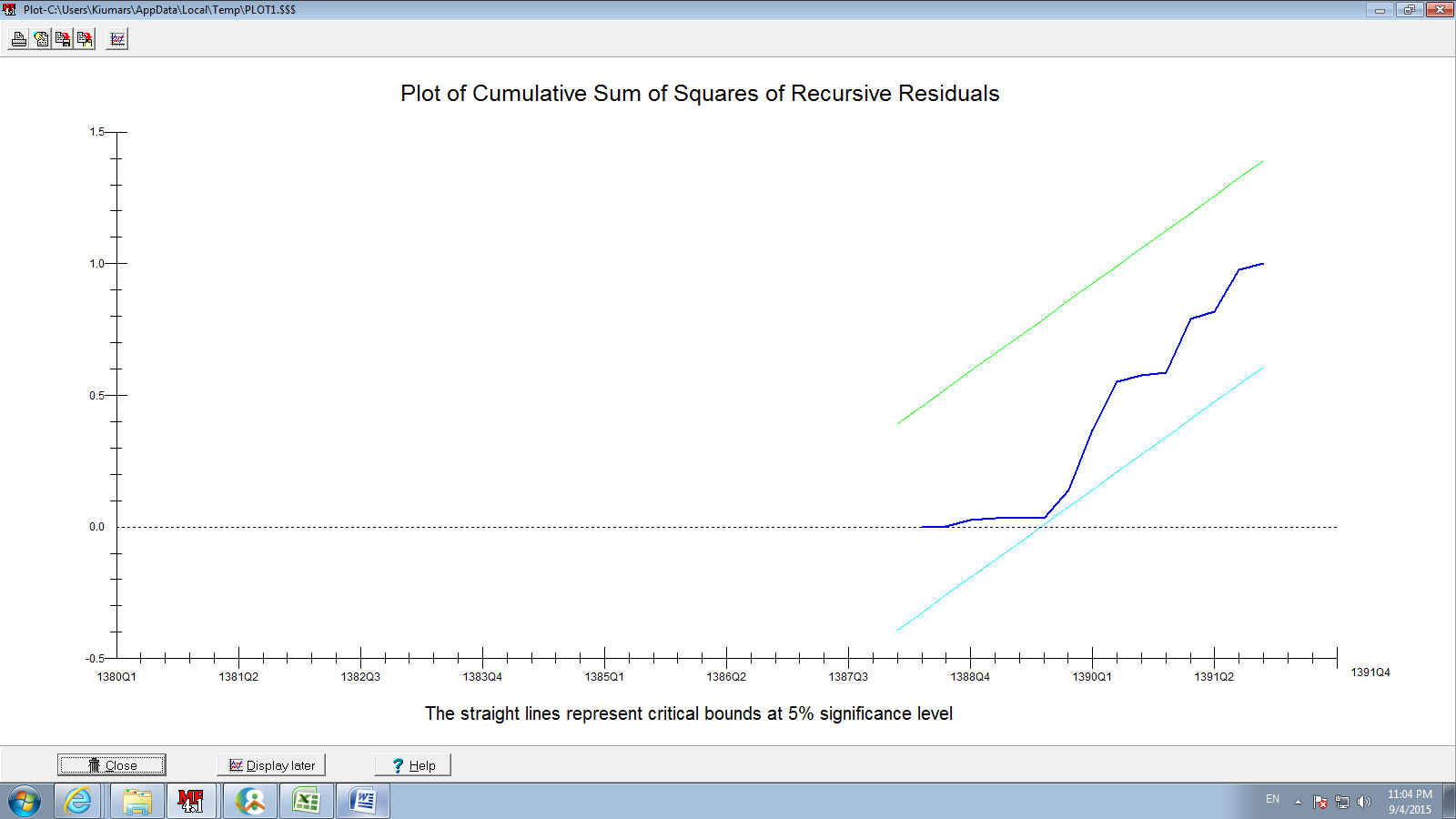


تصویر 6: آزمون تشخیصی ناهمسانی واریانس.

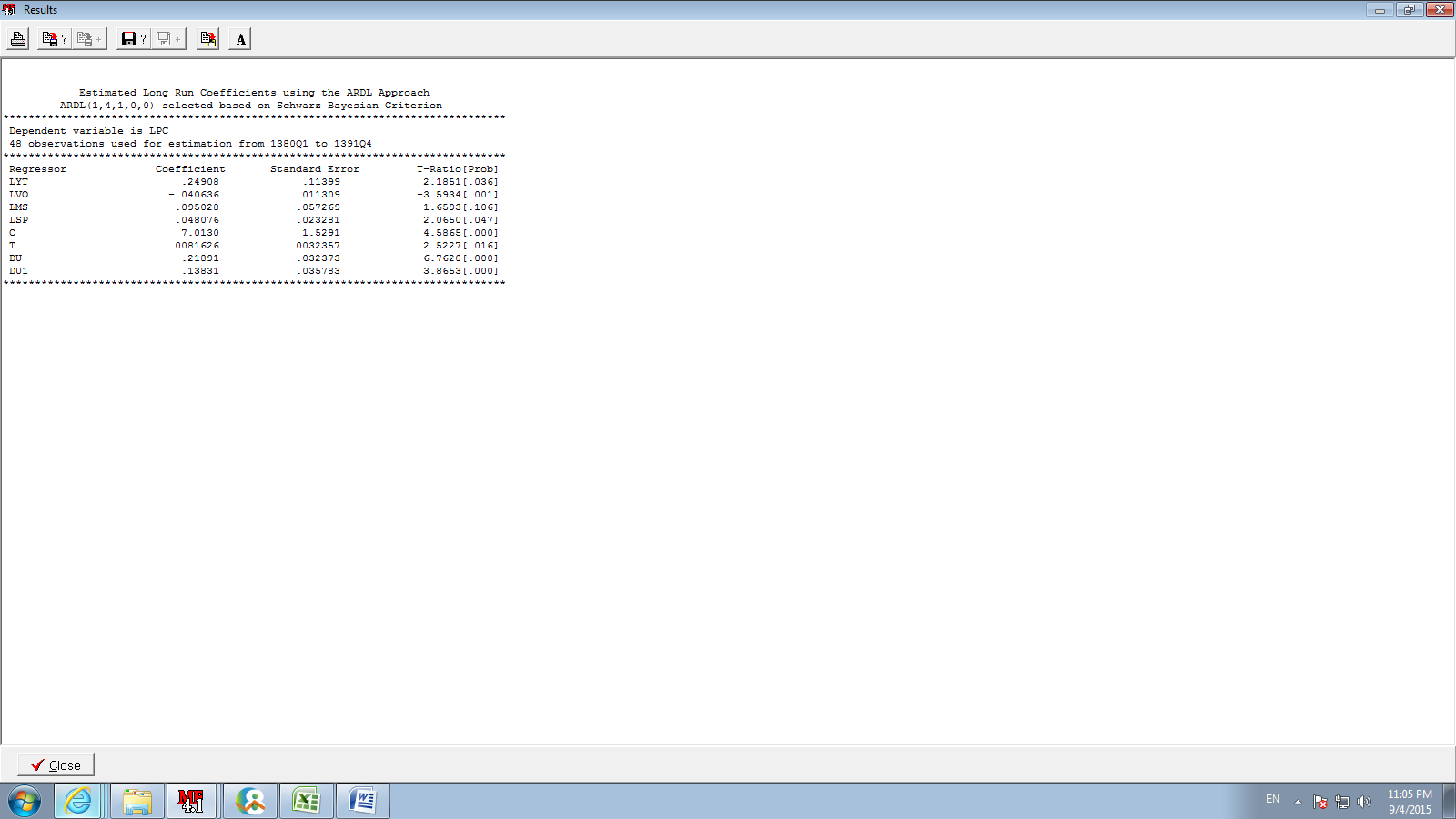


**تصویر7: آزمون های ثبات ضرایب ساختاری مدل**

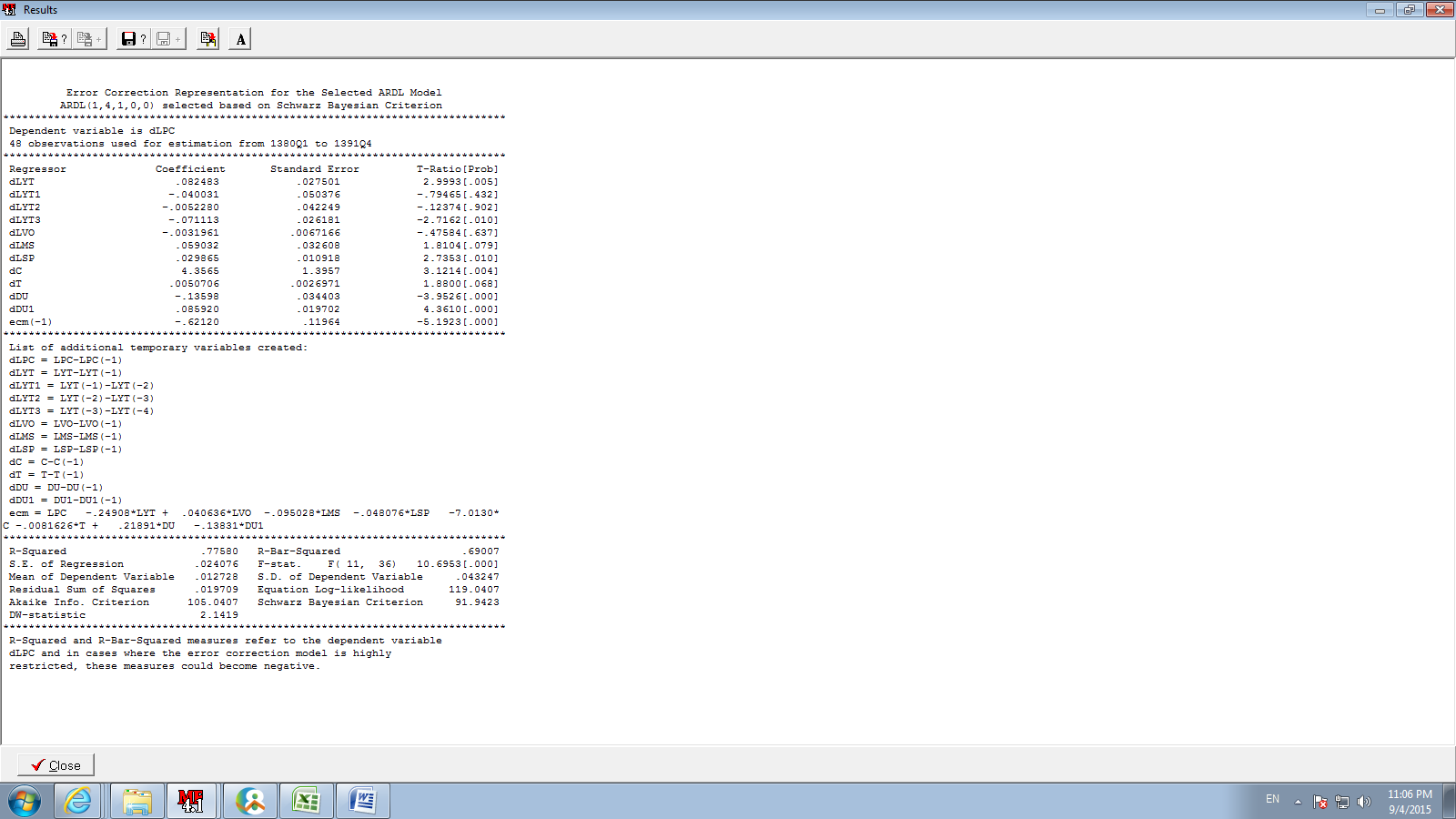




تصویر8: تخمین ضرایب بلندمدت.



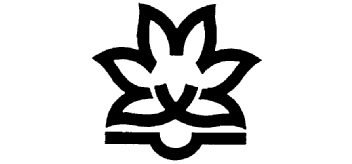
تصویر 9: تخمین مدل تصحیح خطا و ضرایب کوتاه‌مدت.



**Abstract**

Determining the type and size of the effects of oil price fluctuations on macroeconomic variables can provide important information for policy makers, politicians and citizens. That is due to the fact that fluctuation in the oil economies (price and income) is an important factor in economic turbulence. This study aims to evaluate the effect of price fluctuations on private sector’s consumption in the period between 1380 and 1391 by making use of quarterly data. To this end, it makes use of Auto Regressive Distributed Lag (ARDL). Banerjee et al. test (1993) suggests that there is a long-term relationship between dependent variable of private sector consumption and explanatory variables. According to the results of the private consumption index, volatility index and fluctuations in oil price have an impact on long-term consumption and reduce it. The wealth indicator variables, both in long-term and short-term, have positive and meaningful impact on private sector consumption. Need for considerations from government and National Development Fund (NDF) is the main policy recommendation of this research.

**Keywords:** Private Sector Consumption, Oil price fluctuations, ARDL pattern, EGARCH.



**Urmia university**

**Faculty of Economics and Management**

**Department of Economic**

The thesis Submitted to the Graduate for the degree of MA in economic Sciences

Title:

The impact of oil price fluctuations on private sector consumption in Iran

Supervisor:

Dr. kiumars Shahbazi Dr.Yusef Mohammadzade

Examiners:

D.r Seyed jamaledin Zonozi D.r Khalil Jahangiri

By:

Reihane Delafrooz

October 2015

1. Cordon [↑](#footnote-ref-1)
2. Nary [↑](#footnote-ref-2)
3. Organization of the Petroleum Exporting Countries [↑](#footnote-ref-3)
4. Gross Domestic Product [↑](#footnote-ref-4)
5. Akanni [↑](#footnote-ref-5)
6. Alotaibi [↑](#footnote-ref-6)
7. Gulf Cooperation Countries [↑](#footnote-ref-7)
8. Harmonized Indices of Consumer Prices [↑](#footnote-ref-8)
9. Disposable Income [↑](#footnote-ref-9)
10. TEDPI [↑](#footnote-ref-10)
11. Saving [↑](#footnote-ref-11)
12. Tax [↑](#footnote-ref-12)
13. Gross Domestic Product [↑](#footnote-ref-13)
14. Money supply [↑](#footnote-ref-14)
15. Gross National Product [↑](#footnote-ref-15)
16. Keynes [↑](#footnote-ref-16)
17. مطالب ارائه شده در این بخش از مقالات رجایی و احمدی (1391)؛ احمد و همکاران (1378) و خدادکاشی (1383) اقتباس شده است. [↑](#footnote-ref-17)
18. Absolute Income Hypothesis [↑](#footnote-ref-18)
19. Marginal Propensity to Consumption [↑](#footnote-ref-19)
20. Average Propensity to Consumption [↑](#footnote-ref-20)
21. Relative Income Hypothesis [↑](#footnote-ref-21)
22. Duesenberry [↑](#footnote-ref-22)
23. Friedman [↑](#footnote-ref-23)
24. Life-Cycles Hypothesis [↑](#footnote-ref-24)
25. Ando and Modigliani [↑](#footnote-ref-25)
26. Zhang et al [↑](#footnote-ref-26)
27. Hamilton & Herrera [↑](#footnote-ref-27)
28. Brown & Yuce [↑](#footnote-ref-28)
29. Jensen & Tarr [↑](#footnote-ref-29)
30. Organisation for Economic Co-operation and Development [↑](#footnote-ref-30)
31. Jimenz - Rodriguers [↑](#footnote-ref-31)
32. Hamilton [↑](#footnote-ref-32)
33. Bhatta Charya &Thomakas [↑](#footnote-ref-33)
34. Cunado &Gracia [↑](#footnote-ref-34)
35. Guo & Kliesen [↑](#footnote-ref-35)
36. Mehra & Peterson [↑](#footnote-ref-36)
37. Anshasy et al [↑](#footnote-ref-37)
38. Cologni &Manera [↑](#footnote-ref-38)
39. Akanni [↑](#footnote-ref-39)
40. Farzanegan & Markwardt [↑](#footnote-ref-40)
41. Alom et al [↑](#footnote-ref-41)
42. Iwayemi & Fowowe [↑](#footnote-ref-42)
43. Chen & Hsu [↑](#footnote-ref-43)
44. Uodoh et al [↑](#footnote-ref-44)
45. Ou et al [↑](#footnote-ref-45)
46. Martin & subramanian [↑](#footnote-ref-46)
47. Zhang et al [↑](#footnote-ref-47)
48. Broadstock et al [↑](#footnote-ref-48)
49. GeneralizedAutoregressive Conditional Heteroskidasticity(GARCH) [↑](#footnote-ref-49)
50. Autoregressive Conditional Heteroskidasticity(ARCH) [↑](#footnote-ref-50)
51. Autocorreletion Function [↑](#footnote-ref-51)
52. Partial Autocorreletion Function [↑](#footnote-ref-52)
53. Autoregressive Conditional Heteroskidasticity(ARCH) [↑](#footnote-ref-53)
54. Engle [↑](#footnote-ref-54)
55. GeneralizedAutoregressive Conditional Heteroskidasticity(GARCH) [↑](#footnote-ref-55)
56. Fractional Integrated GeneralizedAutoregressive Conditional Heteroskidasticity(FIGARCH) [↑](#footnote-ref-56)
57. Quasi-maximum Likelihod Estimation [↑](#footnote-ref-57)
58. Engel and Ng [↑](#footnote-ref-58)
59. Autobregressive Distributed Lag Model (ARDL) [↑](#footnote-ref-59)
60. Pesaran & shin [↑](#footnote-ref-60)
61. Beenerjee [↑](#footnote-ref-61)
62. Inder [↑](#footnote-ref-62)
63. Akaike Information Criterion [↑](#footnote-ref-63)
64. Schwarz Bayesian Criterion [↑](#footnote-ref-64)
65. Hannan-Quinn Criterion [↑](#footnote-ref-65)
66. Dolado &Master [↑](#footnote-ref-66)
67. Trend [↑](#footnote-ref-67)
68. Vector error correction model [↑](#footnote-ref-68)
69. Identically and indepently [↑](#footnote-ref-69)
70. Narayan [↑](#footnote-ref-70)
71. Error correction model [↑](#footnote-ref-71)
72. Structureal stability [↑](#footnote-ref-72)
73. Cumulative sum of Recursive Residuals [↑](#footnote-ref-73)
74. Cumulative sum of Squares Recursive Residual [↑](#footnote-ref-74)
75. Ramsey Test [↑](#footnote-ref-75)
76. . Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin [↑](#footnote-ref-76)
77. . دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت هم از بعد اقتصاد خرد و اقتصاد کلان باهم تفاوت دارند که اولی مربوط به ثبات و متغیر بودن عوامل تولید و دومی مربوط به وجود یا عدم وجود توهم پولی است. [↑](#footnote-ref-77)
78. . بر طبق ادبیات اقتصاد پولی، پول عبارت است از؛ سپرده‌های دیداری + سکه و اسکناس در دست مردم. [↑](#footnote-ref-78)