فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال سوم/ شماره دوازدهم/ زمستان ۱۳۹۳

بررسی موقعیت چرخهٔ تجاری در ایران و تاثیر آن بر کارآیی برنامه‌های محرک مالی و سرمایه‌گذاری

الهام غلامی
دانش آموخته دکتری اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران
elham_ gholami4@yahoo.com

کامبیز هژبر کیانی
استاد دانشگاه شهید بهشتی (مسئول مکاتبات)
kianikh@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۱/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۳/۳/۲۷

چکیده

هدف اصلی در این مقاله بررسی آثار موقعیت چرخهٔ تجاری بر کارآیی برنامه‌های محرک مالی و سرمایه‌گذاری در ایران است. بدین منظور، در ابتدا ادوار تجاری با استفاده از روش فیلترینگ هادریک – پرسکات و داده‌های سال‌های ۱۳۳۸ الی ۱۳۹۱ استخراج شده است. سپس سال‌های مذکور بر حسب موقعیت چرخهٔ تجاری به دو رژیم شامل رژیم بالا و رژیم پایین تفکیک و اثرات شوک‌های برنامه‌های محرک مالی (افزایش مخارج دولت و کاهش مالیات) بر رشد اقتصادی بررسی شده است. این بررسی از طریق برآورد یک الگوی VAR آستانه‌ای شامل سه متغیر تولید ناخالص داخلی، مخارج دولت و مالیات با فرض واریانس ناهمسانی جملات اختلال در دو رژیم مذکور و استخراج توابع عکس العمل آنی و تجمعی انجام شده است. نتایج بیانگر این است که کارایی برنامه‌های محرک مالی دولت به موقعیت چرخهٔ تجاری وابسته است. به طوریکه، برنامه محرک مالی به صورت افزایش مخارج دولت و کاهش مالیات به ترتیب در رژیم پایین و بالا کارآتر هستند. براین اساس، بهترین برنامه محرک مالی دولت جهت تحریک رشد اقتصادی در شرایط رکودی افزایش مخارج دولت و در شرایط رونق کاهش مالیات می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: چرخهٔ تجاری، مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، فیلتر هادریک – پرسکات، برنامه‌های محرک مالی.

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

سیاست‌های مالی که از سوی دولت اجرا می شوند، دارای ویژگی‌هایی مانند به حرکت درآوردن فعالیت‌های بخش‌های غیردولتی، استفاده از منابع راکد کشور و جهت‌دهی آن‌ها در مسیر رشد و توسعه برخوردارند. به علاوه، اثرگذاری آن‌ها بر متغیرهای کلان اقتصادی شامل مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تورم و تولید ناخالص داخلی و همچنین تاثیر آنها در تحقق اهداف کلان اقتصادی یعنی اهداف توزیعی، اهداف تخصیصی و تثبیتی انکارناپذیر است. با این وجود، ادبیات حاکی از دیدگاه‌های نظری متفاوت و نتایج تجربی متناقض در رابطه با علامت و اندازه ضریب فزاینده سیاست‌های مالی بر متغیرهای اقتصادی است.

یکی از مهم‌ترین دلایل این موضوع به خصوصیت بارز سیاست‌های مالی یعنی تاثیرگذاری با وقفه آن بر متغیرهای اقتصادی برمی‌گردد. به طوریکه ممکن است سیاست اعمال شده که برای دوره رکود طراحی شده بود (سیاست مالی انبساطی)، به دلیل وجود وقفه، در دوره رونق بر اقتصاد اثرگذار باشد. براین اساس، همواره سیاست‌های مالی به عنوان ابزارهای قدرتمند و در عین حال خطرناک در دست دولت‌ها تعبیر می‌شوند (زائر و غلامی، ۱۳۸۶). از این‌رو، خصوصیت وقفه در تاثیرگذاری سیاست‌های مالی، مسئله شناسایی ادوار تجاری را هنگام بررسی کارایی این سیاست‌ها حائز اهمیت می‌نماید و سؤالی نظیر اینکه آیا موقعیت چرخهٔ تجاری بر اثرات شوک‌های سیاست مالی بر تولید ناخالص داخلی تاثیرگذار است؟ همواره در سطح اقتصاد کلان وجود دارد (Baum, Anja and et. al. ,2011). به طوریکه، در سال‌های اخیر که به دنبال ایجاد آشفتگی‌های مالی و رکود شدید در اکثر کشورهای اروپایی و توسعه یافته، برنامه‌های محرک مالی (سیاست مالی انبساطی) به عنوان ابزار مناسب جهت تحریک رشد اقتصادی در این کشورها مورد توجه قرار گرفته است، سؤال مذکور حائز اهمیت دوچندان شده است و از سال ۲۰۰۷ در مطالعات زیادی مورد بررسی قرار گرفته است. Fazzari,Steven and et. al. , 2011).

بنابراین، در این مقاله نیز بررسی این سوالات که آیا موقعیت چرخهٔ تجاری در ایران بر کارایی برنامه‌های محرک مالی در ایران تاثیرگذار است؟ و در شرایط رکودی، بهترین ابزار تحریک رشد اقتصادی پیشروی دولت چیست؟ مدنظر قرار گرفته است. براین اساس، سازمان‌دهی مقاله بدین صورت است که پس از مقدمه، مبانی نظری چرخه تجاری و نحوه تعیین آن در ایران و در بخش سوم مطالعات تجربی در زمینه بررسی سیکل تجاری بر کارایی سیاست‌های مالی ارائه می‌شود. سپس در بخش چهارم تصریح مدل و برآورد مدل بیان می‌شود. در نهایت نیز براساس نتایج به دست آمده سوالات مطرح شده پاسخ داده می‌شود و پیشنهادات سیاستی ارائه می‌گردد.

Archive of SID
www.SID.ir

۲- مبانی نظری چرخهٔ تجاری

۲-۱- تعریف چرخهٔ تجاری

معمولاً چرخهٔ تجاری به صورت نوسان دوره‌ای فعالیت اقتصادی کل یعنی نوسانات تولید در طول زمان حول یک روند مشخص تعریف می‌شود. به طوریکه، اگر تولید در طول زمان بالاتر از روند مذکور باشد، اقتصاد در رونق و زمانیکه تولید پایین‌تر از این روند قرار گیرد، اقتصاد با رکود مواجه است. با این وجود، برای تعریف چرخهٔ تجاری همان گونه که مک درمات و اسکات[۱] (۱۹۹۹) و هاردینگ و پاگان[۲] (۲۰۰۵) به طور مشخص تأکید کردند، دو متدولوژی یعنی چرخهٔ کلاسیکی و چرخهٔ رشد وجود دارد.

چرخه کلاسیکی به الگوی متوالی شکوفایی‌ها و کسادی‌ها در سطح سری‌های زمانی اشاره دارد که این تعریف از مطالعه ابتدایی برنز و میچل[۳] (۱۹۴۶) رواج پیدا نمود. بدین ترتیب که توجه عمده روش چرخه تجاری کلاسیکی معطوف به شناسایی مجموعه‌ای از نقاط برگشت است که پستی‌ها و بلندی‌ها را از هم مجزا می‌کند. به طوریکه، بین یک اوج و نشیب، اقتصاد در مرحله انقباضی (رکود) به سر می برد، در حالی که بین یک نشیب و اوج، اقتصاد در مرحله انبساطی (رونق) قرار دارد. در متدلوژی دوم یعنی چرخهٔ رشد، چرخهٔ تجاری با توجه به توصیف‌های لوکاس[۴] (۱۹۷۷) و کیدلند و پرسکات[۵] (۱۹۹۰) به صورت انحرافات محصول کل واقعی از روند آن بیان می‌شود. تجزیه و تحلیل این نوع چرخهٔ تجاری ایجاب می کند که روند (یا مؤلفه پایدار) از داده ها حذف شود، به گونه‌ای که به وسیله آن بتوان به تجزیه و تحلیل مؤلفه چرخه ای پرداخت. این مؤلفه همان چرخه رشد است (Male,2010). با توجه به موارد مذکور، در کشورهایی که با رکودها و رونق‌های شدیدی مواجه می‌شوند، روش چرخهٔ رشد برای تحلیل چرخه‌های تجاری مفیدتر می‌باشد (طیب نیا و قاسمی، ۱۳۸۹).

۲-۲- معیارهای تحلیل چرخه‌های تجاری

در ادبیات اقتصادی، برای تحلیل چرخه‌های تجاری از دو معیار یعنی شکاف تولید (اختلاف تولید بالفعل و بالقوه) و شکاف بیکاری (اختلاف بین بیکاری واقعی و بیکاری طبیعی) مورد استفاده قرار می‌گیرد. با این وجود، ادبیات تجربی حاکی از این است که در اکثر موارد چرخه‌های تجاری براساس شکاف تولید تحلیل می‌گردد.

همانطور که بیان شد، شکاف تولید در ادبیات مربوطه به صورت اختلاف بین تولید ناخالص داخلی بالقوه و تولید بالفعل تعریف می شود:

$$gap_t = y_t - \tau_t \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، y_t تولید بالقوه و τ_t تولید بالفعل است. بنابراین با توجه به این رابطه برای محاسبه شکاف تولید در اقتصاد بایستی داده‌های آماری مربوط به دو متغیر تولید بالفعل و تولید بالقوه در اختیار

Archive of SID
www.SID.ir

باشد. اما در عمل تنها آمارهای مربوط به تولید بالفعل موجود است و تولید بالقوه اساساً قابل مشاهده نیست. لذا برای محاسبه شکاف تولید در ابتدا باید تولید بالقوه با استفاده از روش‌های متداول و مناسب مورد برآورد قرار گیرد.

۲-۳- رویکردی بر روش فیلتر هادریک – پرسکات[۶]

بررسی سری‌های زمانی مربوط به تولید ناخالص داخلی حقیقی حاکی از این واقعیت است که این متغیر نه تنها طی زمان دارای نوسان است، بلکه دارای یک روند رشد بلندمدت می‌باشد که به طور متوسط جهت حرکت آن روبه بالا است. لذا برای تحلیل چرخه‌های تجاری و دستیابی به تولید بالقوه بایستی روندزدایی انجام شود. برای جداسازی روندهای بلندمدت از داده‌ها اصولا از رهیافت‌های فیلترینگ متفاوتی استفاده می‌گردد، اما به‌طورکلی دو متدلوژی اساسی یعنی «روش‌های روند زدایی آماری» و «تخمین روابط ساختاری» برای این منظور وجود دارد.

رهیافت اول یک روش آماری صرف بوده و تلاش می‌کند، سری زمانی مورد نظر را به عناصر دائمی و نوسانی تجزیه نماید. از جمله این روش‌های ناپارامتری می‌توان به فیلتر هدریک – پرسکات (HPF)، الگوی عناصر غیر قابل مشاهده (الگوی فضای حالت و فیلتر کالمن)[۷]، فیلتر روتمبرگ[۸] اشاره کرد. رهیافت دوم مبتنی بر تئوری اقتصادی است و سعی در ارزیابی اثرات ساختاری و تاثیرات نوسانی بر تولید دارد. روش‌های موجود در رهیافت گروه دوم عبارتند از روش‌های تابع تولید، روند بین اوج‌های تعدیل شده[۹]، روش نسبت تولید به سرمایه، روش اکون، روش روند واقعی، روش تقاضای معکوس عوامل تولید و خط روند بین اوج‌ها.

از آنجا که در این مقاله همانند اکثر مطالعات انجام شده در این زمینه از روش هادریک- پرسکات برای روندزدایی و برآورد تولید بالقوه استفاده شده، لیکن به تشریح این روش بسنده شده است.

فیلتر هادریک – پرسکات ابتدا در سال ۱۹۸۰ برای تجزیه و تحلیل ادوار تجاری توسط این دو نفر مطرح شد، اما ۱۷ سال بعد یعنی در سال ۱۹۹۷ منتشر شد و به تدریج دامنه استفاده آن به منظور مقایسه ادوار تجاری میان کشورها گسترش یافت. به طوریکه از سال ۱۹۸۰ تاکنون تبدیل به یک روش استاندارد برای روندزدایی سری‌های زمانی شده است.

فیلتر هادریک – پرسکات روند زمانی غیر قابل مشاهده را برای یک متغیر سری زمانی ارائه می‌کند. با فرض اینکه $\{y_t\}$ یک سری زمانی قابل مشاهده بوده و دلالت بر تولید ناخالص داخلی داشته باشد، فیلتر هادریک - پرسکات $\{y_t\}$ را براساس رابطه (۲) به یک روند زمانی $\{\tau_t\}$ و یک سری زمانی از عناصر دورانی پایا $\{c_t\}$ تجزیه می‌کند:

$$y_t = \tau_t + c_t \qquad (۲)$$

Archive of SID
www.SID.ir

قابل ذکر است در رابطه (۲)، $\{c_t\}$ و $\{\tau_t\}$ غیر قابل مشاهده هستند، اما از آنجاکه $\{c_t\}$ فرآیند پایا[۱۰] است، لذا می‌توان $\{y_t\}$ را از حاصل جمع $\{\tau_t\}$ با یک سری اغتشاش مانند $\{c_t\}$ بدست آورد. از این رو مسئله اصلی استخراج $\{\tau_t\}$ از $\{y_t\}$ است تا بتوان به یک سری زمانی روند زدایی شده که پایا است، دست یافت. در واقع، در روش فیلتر هادریک – پرسکات تفکیک یک سری زمانی به اجزاء چرخه‌ای و روند در دو مرحله صورت می‌گیرد. در مرحله اول، از این فیلتر جهت استخراج روند پایای بلندمدت ($y_t - \tau_t$) استفاده می‌شود و در مرحله دوم؛ جزء چرخه‌ای از این روند پایای بلندمدت استخراج می‌گردد (طیب نیا و قاسمی، ۱۳۸۹).

بنابراین، صورت مسئله در طراحی فیلتر هادریک – پرسکات عبارتست از:

$$\underset{\{\tau_t\}_{t=1}^{T}}{Min} \; : \sum_{t=1}^{T} (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \qquad (۳)$$

در رابطه (۳) نشان داده شده است که فیلتر مذکور از حداقل کردن مجموع مجذورات انحرافات سری زمانی مدنظر با یک جزء روند به دست می‌آید که به عنوان شاخص خوبی برازش تلقی می گردد. براین اساس، فیلتر هادریک – پرسکات این مسئله را با اختصاص دادن وزن‌های مناسب برای سیگنال در مقابل روند خطی حل می‌کند. بدین نحو که اگر λ بر وزن دلالت داشته باشد و در ابتدا معادل صفر در نظر گرفته شود، آنگاه $c_t = 0$ است و در این صورت $\tau_t = y_t$ می‌گردد، بنابراین در این حالت هر دو دارای روندی تصادفی خواهند بود. اما اگر فرض کنیم که λ بسیار بزرگ بوده بطوریکه به سمت بی نهایت میل کند، در این وضعیت τ_t به تخمین روش حداقل مربعات نزدیک می‌شود.

با توجه به مطالب بیان شده نقطهٔ قوت این فیلتر انعطاف‌پذیری آن و ضعف آن حساسیت نتایج نسبت به ضریب λاست. برای حل این مشکل هادریک و پرسکات بیان می‌کنند که مقدار عددی پارامتر باید براساس اطلاعات گذشته و به وسیله متوسط طول یک دوره کامل تجاری انتخاب شود. آنها در سال ۱۹۹۰ مقادیر بهینه λ را برای آزمون‌ها فصلی و سالانه به ترتیب ۱۶۰۰ و ۱۰۰ در نظر گرفته‌اند (امامی و علیا، ۱۳۸۷).

۳- پیشینه پژوهش

در این مقاله بررسی موقعیت چرخه تجاری بر کارایی سیاست‌های مالی انبساطی در ایران مدنظر است. بررسی ادبیات تجربی حاکی از این است که در مطالعات زیادی مانند امامی و علیا (۱۳۸۷)،

Archive of SID
www.SID.ir

جعفری، صمیمی و همکاران(۱۳۹۱)، طیب نیا و قاسمی (۱۳۸۹) و ... چرخه‌های تجاری در ایران با استفاده از روش هادریک – پرسکات و همچنین در بسیاری از مطالعات اثرات سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی به خصوص رشد اقتصادی با استفاده از الگوی VAR بررسی شده است، اما در هیچ یک از این مطالعات تاثیر موقعیت چرخه‌های تجاری بر کارایی برنامه‌های محرک مالی و انتخاب بهترین محرک مدنظر نبوده است. از این‌رو، در این قسمت به مطالعات خارجی انجام شده در این زمینه ارائه می‌گردد.

بام و کوستر (۲۰۱۱)[11] در مقاله‌ای به دنبال پاسخی برای این سوال که آیا موقعیت سیکل تجاری در یک اقتصاد بر تاثیرگذاری شوک‌های سیاست مالی انبساطی بر تولید ناخالص داخلی اثرگذار است؟ اثرات معرفی برنامه‌های محرک مالی سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ در کشور آلمان را بر متغیرهای اقتصادی به خصوص تولید ناخالص داخلی مورد بررسی قرار دادند و بدین منظور از الگوی SVAR و اطلاعات سال‌های ۱۹۷۶ الی ۲۰۰۹ استفاده نمودند. در این مقاله برای تحلیل چرخه تجاری کشور آلمان معیار شکاف تولید و برای محاسبه آن فیلتر هادریک – پرسکات بکار گرفته شد. نتایج نشان می‌دهد که ضریب فزاینده مخارج دولت در مواقعی که شکاف تولیدی منفی وجود دارد، بسیار بزرگتر است اما این اثر زمانیکه شکاف تولیدی مثبت وجود داشته باشد، خیلی محدود است. به علاوه، سیاست‌های درآمدی (افزایش مالیات‌ها) نیز اثر محدودتری در مقایسه با الگوی خطی دارد.

آریان و دیگران (۲۰۱۲)[12] نیز در مقاله‌ای تحت عنوان ضریب فزاینده مالی در سیکل های تجاری، به برآورد ضریب فزاینده مخارج دولت و مالیات در چارچوب سوئیچینگ رژیم برای اقتصاد ایالات متحده طی دوره ۱۹۴۹:۱ الی ۲۰۰۶:۴ پرداختند. نتایج حاکی از این است که در شرایط رکودی، ضرایب فزاینده مخارج دولت بیشتر است. در حالی که ضریب فزاینده مالیات در دوره رونق اقتصادی بیشتر می باشد. فازاری و دیگران (۲۰۱۱)[13] در مقاله خود این موضوع که آیا اثرات مخارج دولت بر متغیرهای اقتصادی به موقعیت سیکل تجاری و یا اندازه شوک های بزرگ و کوچک وابسته است؟ را با استفاده از الگوی VAR و اطلاعات فصلی مورد بررسی قرار دادند. در این مقاله ارزش آستانه‌ای متغیر جابجایی بین دو رژیم یعنی شکاف تولید با استفاده از روش ML برآورد و غیرخطی بودن به صراحت آزمون شده است. نتایج بررسی اثرات سیاست مالی بر متغیرهای اقتصادی براساس تحلیل توابع واکنش آنی[14] حاکی از آن است که در رژیم پایین (شرایط رکودی) مخارج دولت اثر بیشتری بر تولید دارد، افزایش در مصرف در زمان آغاز رژیم پایین، بزرگتر و پایدارتر است و سرمایه گذاری در طول این رژیم افزایش می یابد و این اثر حتی بعد از ۲۰ فصل از بین نمی‌رود. در حالیکه در رژیم بالا، اثرات مثبت شوک مخارج بر سرمایه گذاری بعد از سپری شدن ۵ فصل از بین می‌رود و هیچ گونه اثر جایگزینی هنگام آغاز رژیم بالا وجود ندارد. به علاوه، در رژیم پایین، شوک‌های مالیاتی اثر بزرگتری بر مصرف و

www.SID.ir

سرمایه‌گذاری در کوتاه مدت دارند اما اثرات تجمعی کمتری دارند. در رژیم بالا، شوک‌ها مالیاتی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بیشتری دارند.

۴- تصریح مدل

برای بررسی موقعیت چرخهٔ تجاری بر کارآیی سیاست های مالی از روش خودرگرسیون برداری آستانه‌ای استفاده شده است. برای این منظور براساس رهیافت بلانچارد و پروتی (۲۰۰۲) سه متغیر یعنی تولید ناخالص داخلی، درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت در نظر گرفته شده است. براین اساس، تصریح الگوی خودرگرسیو برداری خطی مدنظر به صورت زیر می‌باشد:

$$y_t = \alpha_1 X_t + u_t \qquad (۴)$$

در این الگو، y_t برداری از متغیرهای موجود در مدل (GDP, T, G) و X_t برداری از وقفه‌های متغیرهای موجود در مدل $X_t = (1, y_{t-1}, \ldots, y_{t-p})'$ هستند.

با توجه به رابطه (۴) تصریح الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای که امکان جابجایی بین دو رژیم بالا و پایین براساس موقعیت چرخهٔ تجاری وجود داشته باشد و واریانس جملات خطا در دو رژیم نیز نابرابر باشند، به صورت زیر خواهد بود:

$$y_t = \begin{cases} a_1 + a_2 X_t + \varepsilon_{1t} & z_{t-d} > z^* \\ a_1' + a_2' X_t + \varepsilon_{2t} & y_{t-d} \le z^* \end{cases} \qquad (۵)$$

در الگوی (۵) همانند مدل خطی، y_t برداری از متغیرهای موجود در مدل (GDP, T, G) و X_t برداری از وقفه‌های متغیرهای موجود در مدل $X_t = (1, y_{t-1}, \ldots, y_{t-p})'$ هستند. به علاوه، z_t متغیر آستانه تعیین کننده رژیم عمومی سیستم با وقفه زمانی d است که در این تحقیق شکاف تولید در نظر گرفته شده است. $I[.]$ یک تابع شاخص است که اگر شکاف تولید منفی باشد، برابر با یک و در غیر این‌صورت برابر با صفر است. α_1, α_2 نیز ماتریس ضرایب هستند که براساس تصریح فوق امکان تغییر در بین دو رژیم را دارند.

Archive of SID
www.SID.ir

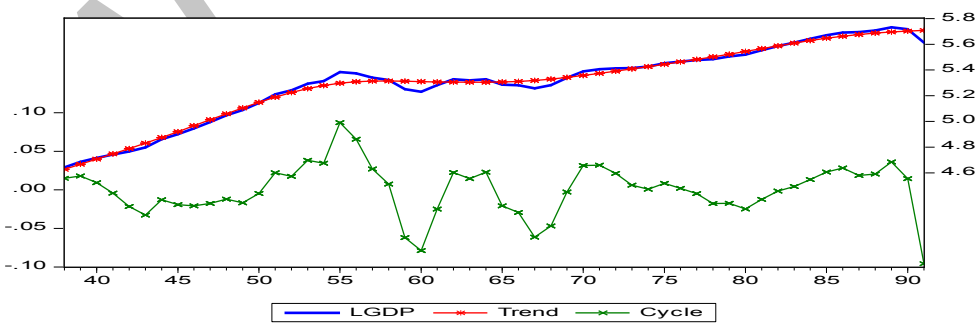
۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱- استخراج چرخه تجاری و تعیین دوره‌های رکود و رونق اقتصادی

همانطور که بیان شد معیار تحلیل چرخه تجاری در این مقاله شکاف تولید است که در واقع متغیر انتقال بین دو رژیم رکود (پایین) و رونق (بالا) در الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای محسوب می‌شود. بنابراین قبل از برآورد مدل تصریح شده، لازم است در ابتدا این متغیر محاسبه و پایایی آن بررسی گردد.

به منظور استخراج چرخه‌های تجاری در ایران بر اساس رویکرد کریستیانو و همکاران[۱۵] (۲۰۰۰) سری زمانی لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران استفاده شده است. از آنجا که در روش فیلتر هادریک - پرسکات سری زمانی مورد بررسی دارای روند قطعی زمانی در نظر گرفته می‌شود و سپس شکاف تولید به عنوان انحراف از روند پایای بلندمدت محاسبه می‌شود (جعفری صمیمی و همکاران). براین اساس، سری زمانی مذکور باید به دو قسمت تجزیه گردد. قسمت اول مربوط به روند بلندمدت سری زمانی است که جزء روند زدایی شده و پایا و قسمت دوم نیز نوسانات چرخه‌ای (یعنی انحرافات از روند پایای بلندمدت) می‌باشد. برای این منظور از روش فیلترینگ هادریک - پرسکات و داده‌های ۱۳۳۸ الی ۱۳۹۱ استفاده شده است. شایان ذکر است، مقدار اولیه ضریب λ در این تحقیق براساس مطالعات انجام شده و متوسط طول دوره کامل تجاری ۶ سال و همچنین براساس پیش فرض نرم افزار برای داده‌های سالانه ۱۰۰ در نظر گرفته شده است (هوشمند و همکاران، ۱۳۸۷).

در نمودار (۱) لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP)، روند بلندمدت لگاریتم تولید ناخالص داخلی (Trend) و انحرافات تولید ناخالص داخلی از روند بلندمدت (Cycle) که همان چرخهٔ تجاری است، برای سال‌های ۱۳۳۸ الی ۱۳۹۱ براساس فیلتر هادریک-پرسکات نشان داده شده است.



نمودار (۱). ادوار تجاری براساس فیلتر هدریک – پرسکات($\lambda = 100$) طی سال‌های ۱۳۳۸ الی ۱۳۹۱

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID
www.SID.ir

بعد از استخراج نوسانات دائمی و دستیابی به روند پایای بلندمدت لگاریتم تولید ناخالص داخلی، شکاف تولید براساس انحراف تولید بالفعل از روند پایای بلندمدت به دست می‌آید.

همانطور که در ابتدای بحث بیان شد، متغیر انتقال رژیم در این مقاله که مبنای تعیین موقعیت سیکل تجاری در کشور است، شکاف تولید می‌باشد. اما قبل از اینکه به بحث در خصوص ارزش متغیر انتقال بپردازیم، لازم است پایایی آن مورد بررسی قرار گیرد، چرا که در صورت ناپایا بودن متغیر مناسبی برای لحاظ در الگوی خودرگرسیو آستانه‌ای نخواهد بود (Gallegati,M and et.al, 2004). بررسی پایایی شکاف تولید در ایران برای سال‌های ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۱ حاکی از این است که قدرمطلق آماره محاسباتی(۳/۷-) از قدرمطلق آماره بحرانی دیکی – فولر تعمیم یافته (۲/۹۱-) بزرگتر است و در نتیجه این متغیر در سطح معنی داری ۵ درصد پایا است، لذا به عنوان متغیر انتقال قابل استفاده می‌باشد.

حال از آنجا که در ادبیات اقتصاد کلان هنگام مثبت بودن شکاف تولید ($gap_t > 0$)، بیان می‌شود که شرایط رونق اقتصادی حکمفرما است و بالعکس، می‌توان ارزش آستانه برای متغیر مذکور را صفر در نظر گرفت و سال‌های ۱۳۸۳ الی ۱۳۹۱را براین اساس به شرایط رکودی و رونق اقتصادی تفکیک کرد. بدین ترتیب در هنگام برآورد مدل می‌توان داده‌ها را برحسب ارزش آستانه صفر برای شکاف تولید، به دو گروه یعنی برای رژیم بالا(رونق) و رژیم پایین (رکود) تقسیم و مدل تصریح شده را براساس روش OLS دو بار با استفاده از مشاهدات موجود در رژیم بالا و رژیم پایین به طور مجزا برآورد نمود و به بررسی چگونگی تغییر اثرات سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی در شرایط مختلف اقتصادی برحسب موقعیت چرخهٔ تجاری پرداخت. در جدول (۱) سال‌های مورد بررسی برحسب شکاف تولید مثبت و منفی، تفکیک شدند.

جدول (۱). مراحل چرخه‌ای تولید ناخالص داخلی حقیقی برحسب شکاف تولید طی سال‌های ۱۳۳۸ الی ۱۳۹۱

سال	شکاف تولید	سال	شکاف تولید	سال	شکاف تولید	سال	شکاف تولید
۱۳۳۸	-	۱۳۵۲	-	۱۳۶۶	+	۱۳۷۹	+
۱۳۳۹	-	۱۳۵۳	-	۱۳۶۷	+	۱۳۸۰	+
۱۳۴۰	-	۱۳۵۴	-	۱۳۶۸	+	۱۳۸۱	+
۱۳۴۱	+	۱۳۵۵	-	۱۳۶۹	+	۱۳۸۲	-
۱۳۴۲	+	۱۳۵۶	-	۱۳۷۰	-	۱۳۸۳	-
۱۳۴۳	+	۱۳۵۷	-	۱۳۷۱	-	۱۳۸۴	-
۱۳۴۴	+	۱۳۵۸	-	۱۳۷۲	-	۱۳۸۵	-

Archive of SID
www.SID.ir

سال	شکاف تولید	سال	شکاف تولید	سال	شکاف تولید	سال	شکاف تولید
۱۳۴۵	+	۱۳۵۹	+	۱۳۷۳	-	۱۳۸۶	-
۱۳۴۶	+	۱۳۶۰	+	۱۳۷۴	-	۱۳۸۷	-
۱۳۴۷	+	۱۳۶۱	-	۱۳۷۵	-	۱۳۸۸	+
۱۳۴۸	+	۱۳۶۲	-	۱۳۷۶	-	۱۳۸۹	-
۱۳۴۹	+	۱۳۶۳	+	۱۳۷۷	+	۱۳۹۰	+
۱۳۵۰	+	۱۳۶۴	-	۱۳۷۸	+	۱۳۹۱	-
۱۳۵۱	-	۱۳۶۵	+		+		

ماخذ: یافته‌های تحقیق

به طور کلی طی سال‌های ۱۳۳۸ الی ۱۳۹۱، در ۲۵ سال شرایط رونق و در ۲۹ سال شرایط رکود بر فعالیت‌های اقتصادی حاکم بوده است.

۵-۲- برآورد مدل

در این قسمت برآورد الگوی VAR آستانه‌ای با فرض نابرابری واریانس جملات اختلال دو رژیم بالا و پایین یعنی رابطه (۶) مدنظر است. براین اساس لازم است یکبار الگو VAR برای رژیم بالا با ۲۵ مشاهده و یکبار برای رژیم پایین با ۲۹ سال مشاهده برآورد شده است. لیکن قبل از برآورد، آنچه در الگوی VAR آستانه‌ای همانند شکل خطی آن حائز اهمیت است، این نکته می باشد که فرض اساسی در این الگوها پایایی متغیرهای موجود در مدل می‌باشد. به طوریکه اگر متغیرها پایا نباشند، لازم است که به متغیر پایا تبدیل شوند(برای مثال با تفاضل گیری).[۱۶]

بنابراین، قبل از برآورد مدل پایایی متغیرهای موجود شامل تولید، مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته بررسی شده است. در جدول (۲) نتایج آزمون مذکور برای این سه متغیرها به صورت لگاریتمی و رشد در سطح ارائه شده است.

براساس نتایج به دست آمده لگاریتم تمامی متغیرها در سطح معنی داری۱۰درصد پایا و نرخ رشد آنها در سطح معنی داری ۵ درصد پایا هستند. بنابراین، برای اطمینان از پایایی از نرخ رشد متغیرها در مدل استفاده می‌شود.

بعد از بررسی پایایی متغیرها، انتخاب طول وقفه بهینه حائز اهمیت است. برای این منظور از نرم افزار Microfit4.1 که در آن تعیین وقفه‌های بهینه براساس معیارهای شوارتز بیزین و آکائیک براحتی امکانپذیر است، استفاده شده است. نتایج بیانگر این است که معیار آکائیک ۴ وقفه بهینه و معیار

Archive of SID
www.SID.ir

شوارتز بیزین ۱ وقفه بهینه را پیشنهاد می‌کنند که از بین این تعداد وقفه، وقفه بهینه ۱ برای برآورد الگو انتخاب شده است. بنابراین، الگوی VAR یکبار با یک وقفه و ۲۵ مشاهده و یکبار نیز با یک وقفه و ۲۹ مشاهده برآورد شده است.

جدول (۲). نتایج آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته برای تولید ناخالص داخلی، مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی طی سال‌های ۱۳۳۹ الی ۱۳۹۱

متغیر	آزمون در سطح	
	آماره آزمون	آماره بحرانی
لگاریتم مخارج دولت	-۳/۱۹	-۳/۱۸*
لگاریتم درآمدهای مالیات	-۳/۲۶	-۳/۱۷*
لگاریتم تولید	-۲/۶۱	-۲/۵۹*
رشد مخارج دولت	-۸/۱	-۲/۹۱**
رشد درآمدهای مالیات	-۳/۶۶	-۳/۴۹**
رشد تولید	-۴/۰	-۲/۹۱**

ماخذ: یافته‌های تحقیق

** بیانگر سطح معنی داری ۵ درصد و * بیانگر سطح معنی داری ۱۰ درصد است.

۶- توابع عکس‌العمل در دو رژیم بالا و پایین

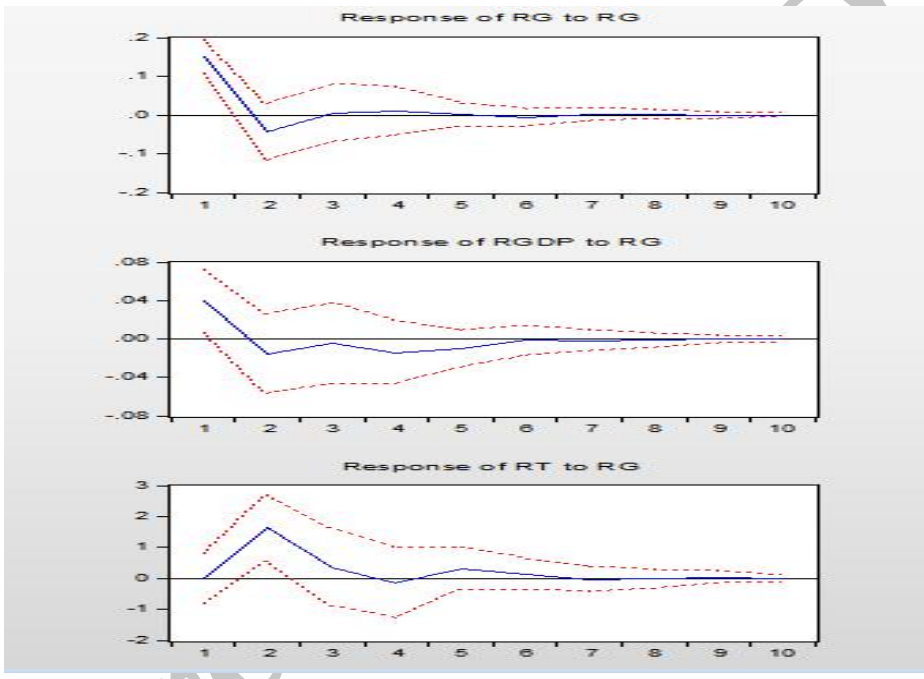
بعد از برآورد مدل برای بررسی آثار سیاست‌های مالی انبساطی و ارزیابی چگونگی تغییر آن بر حسب موقعیت چرخهٔ تجاری، توابع عکس العمل آنی و تجمعی استخراج شده است. شایان ذکر است، از آنجا که در این روش مدل‌های مربوط به رژیم بالا و پایین به طور مجزا برآورد شده‌اند، لذا در عمل امکان سوئیچینگ بین دو رژیم وجود ندارد و در هر لحظه از زمان یکی از رژیم‌ها که مدل در طول آن خطی است در اختیار می‌باشد. به همین دلیل استفاده از توابع عکس العمل آنی در این حالت مناسب است.

توابع عکس العمل آنی مربوط به آثار سیاست‌های مالی در رژیم بالا در نمودارهای (۲) و (۳) و توابع عکس العمل آنی مربوط به آثار سیاست‌های مالی در رژیم پایین در نمودارهای (۴) و (۵) نشان داده شده‌اند.

Archive of SID
www.SID.ir

۶-۱- توابع عکس العمل آنی در رژیم بالا

بر اساس نمودار سوم از توابع عکس‌العمل آنی (۲) با افزایش مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی با یک وقفه در سال دوم افزایش می‌یابد و سرانجام تقریبا از سال سوم به بعد به سمت صفر میل می‌کند و هیچ واکنشی به تغییر در مخارج دولت نشان نمی‌دهد.

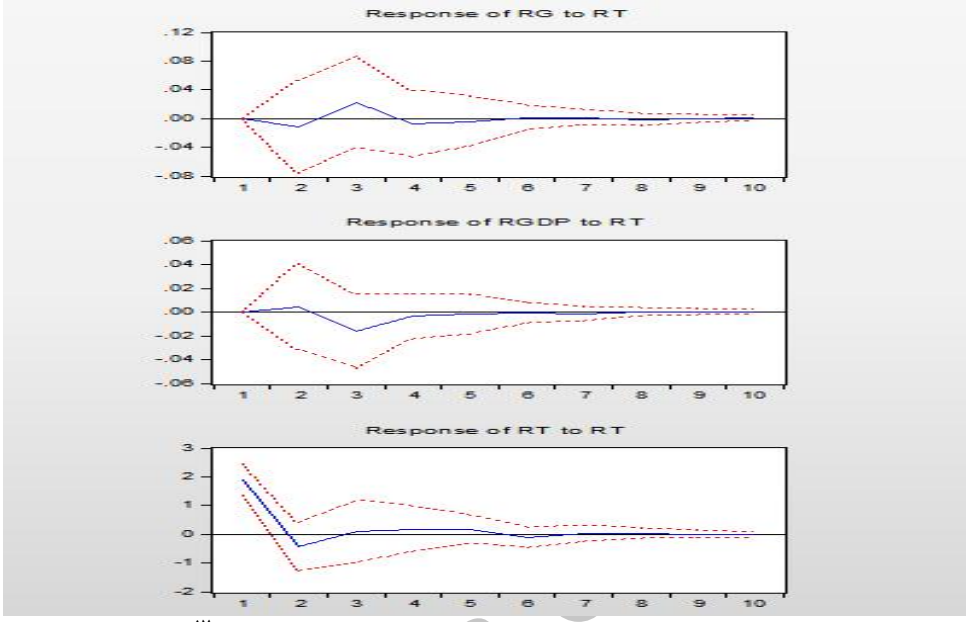


نمودارهای (۲). توابع عکس العمل آنی متغیرها به تکانه مثبت مخارج دولت در رژیم بالا

ماخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نمودار اول از توابع عکس‌العمل آنی (۳) مخارج دولت در ابتدای دوره هیچ واکنشی به کاهش درآمدهای مالیاتی نشان نمی‌دهد اما از دوره دوم به بعد برخلاف مدل خطی، یک واکنش مثبت ضعیفی دارد که این واکنش از دوره چهارم به بعد نیز تقریبا به سمت صفر میل می‌کند. براین اساس به طور ضمنی می‌توان گفت که در شرایط رونق اقتصادی در ایران رابطه قوی و بلندمدتی بین مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی وجود ندارد.

www.SID.ir



نمودارهای (۳). توابع عکس العمل آنی متغیرها به تکانه مثبت مالیات[۱۷] در رژیم بالا

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در نمودارهای دوم از توابع عکس‌العمل آنی (۲) و (۳) واکنش تولید ناخالص داخلی به ترتیب به تکانه مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی ارائه شده است. به طوریکه، افزایش مخارج دولت با وجود اینکه در سال اول همانند مدل خطی منجر به افزایش رشد اقتصادی (معادل ۳/۹) می‌شود و میزان تاثیرگذاری آن حتی از مدل خطی بیشتر است، لیکن از این سال به بعد با یک شیب کاهنده منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌گردد.[۱۸] در مقابل، رشد اقتصادی در واکنش به کاهش درآمدهای مالیاتی با یک وقفه دو ساله افزایش (معادل ۰/۸۵ درصد) می‌یابد که این روند افزایش با شیب کاهنده تا انتهای دوره ادامه می‌یابد و تقریبا از سال پنجم به بعد به سمت صفر میل می‌کند.

مقایسه اثرات درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت بر رشد اقتصادی در شرایط رونق اقتصادی (رژیم بالا) براساس توابع عکس‌العمل آنی (۳) و (۲) حاکی از آن است که با وجود اینکه افزایش مخارج دولت در هنگام معرفی تاثیرگذاری بیشتری بر رشد اقتصادی دارد اما کاهش درآمدهای مالیاتی با وجود وقفه در تاثیرگذاری طی سال‌های بیشتری می‌تواند به باقیماندن موقعیت اقتصادی در شرایط رونق اقتصادی کمک نماید. علاوه براین، ضرایب فزاینده درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت در جدول (۳) براساس عکس العمل آنی و تجمعی برای سال اول، سال سوم و سال دهم ارائه شده است.

Archive
www.SID.ir

جدول(۳). ضرایب فزاینده درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت در رژیم بالا

ضریب فزاینده	سال اول	سال سوم	سال دهم
کاهش مالیات	۰	۰/۸۵ (۰/۶۲)	۰/۰۰۵ (۱/۰۷)
افزایش مخارج	۳/۹۳	-۰/۴۲ (۱/۹۵)	۰/۰۲۳ (-۱/۰۷)

ماخذ: یافته‌های تحقیق اعداد داخل پرانتز عکس العمل تجمعی را نشان می‌دهند.

همانطور که مشخص است، در شرایط رونق اقتصادی کاهش درآمدهای مالیاتی منجر به تداوم رشد اقتصادی می‌گردد، در حالیکه افزایش بیشتر مخارج دولت کاهش رشد اقتصادی را به دنبال دارد، بنابراین در این شرایط مالیات به عنوان ابزار تحریک رشد اقتصادی مناسب‌تر از مخارج دولت است.

۶-۲- توابع عکس العمل آنی در رژیم پایین

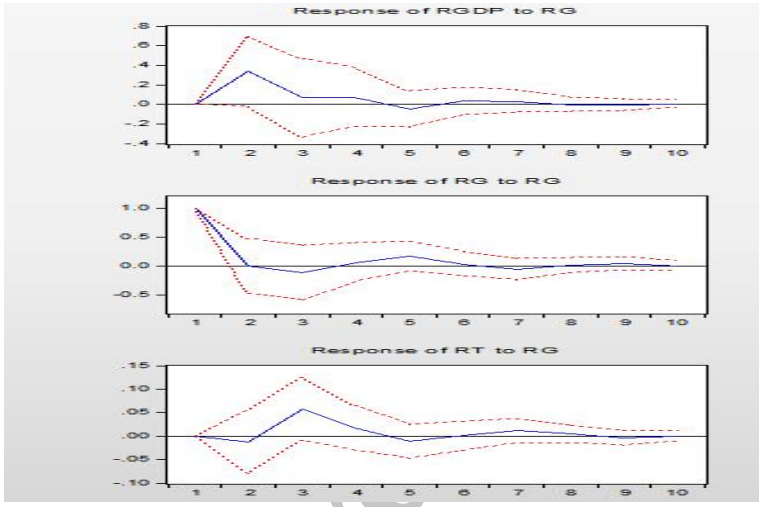
بر اساس نمودار سوم از توابع عکس‌العمل آنی (۴) با افزایش مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی با یک وقفه در سال دوم کاهش می‌یابد و سرانجام تقریبا از سال سوم به بعد افزایش می‌یابد اما از سال پنجم به بعد واکنش درآمدهای مالیاتی به افزایش مخارج دولت کاهش می‌یابد تا اینکه به سمت صفر میل می‌کند. در مقابل، بر اساس نمودار دوم از توابع عکس‌العمل آنی (۶) مخارج دولت در ابتدای دوره هیچ واکنشی به کاهش درآمدهای مالیاتی نشان نمی‌دهد اما از دوره دوم به بعد همانند مدل خطی یک واکنش منفی به کاهش درآمدهای مالیاتی نشان می‌دهد که این واکنش از دوره چهارم به بعد نیز تقریبا به سمت صفر میل می‌کند.

در نمودارهای اول از توابع عکس‌العمل آنی (۵) و (۴) واکنش تولید ناخالص داخلی به ترتیب به تکانه مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی در رژیم پایین ارائه شده است. به طوریکه، افزایش مخارج دولت با یک سال وقفه منجر به افزایش بسیار زیاد در رشد اقتصادی به میزان ۳۳ درصد می‌گردد که این افزایش در سال سوم به ۶/۵ درصد کاهش می‌یابد و این کاهش تا انتهای دوره تداوم می‌یابد. با این وجود واکنش رشد اقتصادی به افزایش مخارج دولت در کل دوره تقریبا مثبت است. در مقابل، رشد اقتصادی در واکنش به کاهش درآمدهای مالیاتی با یک وقفه در ابتدا در سال دوم کاهش می‌یابد و سپس در سال سوم از افزایش برخوردار می‌شود و در نهایت از سال چهارم به بعد تقریبا درآمدهای مالیاتی تاثیر چندانی بر رشد اقتصادی ندارد.

مقایسه اثرات درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت بر رشد اقتصادی در شرایط رکود اقتصادی (رژیم پایین) براساس توابع عکس‌العمل آنی (۵) و (۴) حاکی از این است که افزایش مخارج دولت در تمامی سال‌ها اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، این در حالی است که کاهش درآمدهای مالیاتی با وجود

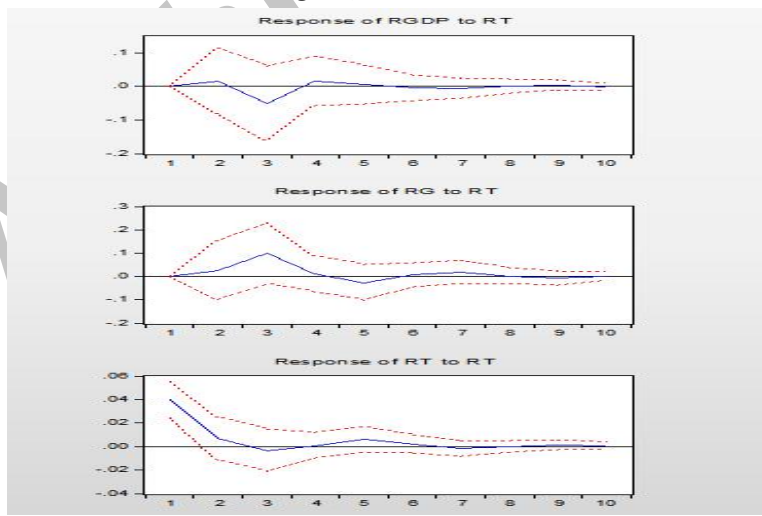
Archive of SID
www.SID.ir

افزایش رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت، در بلندمدت تقریبا هیچ تاثیری بر رشد اقتصادی ندارد. به علاوه، در سال‌هایی که این دو محرک تاثیر مثبتی بر رشد اقتصادی برجای می‌گذارند، واکنش رشد اقتصادی به مخارج دولت بالاتر است.



نمودارهای (۴). توابع عکس العمل آنی متغیرها به تکانه مثبت مخارج دولت در رژیم پایین

ماخذ: یافته‌های تحقیق



نمودارهای (۵). توابع عکس العمل آنی متغیرها به تکانه مثبت مالیات در رژیم پایین

ماخذ: یافته‌های تحقیق

www.SID.ir

ضرایب فزاینده درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت در جدول (۴) براساس توابع عکس العمل آنی و تجمعی برای سال اول، سال سوم و سال دهم ارائه شده است.

جدول(۴). ضرایب فزاینده درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت در رژیم پایین

ضریب فزاینده	سال اول	سال سوم	سال دهم
کاهش مالیات	۰	۵/۱۱ (۳/۵۱)	۰/۱۲ (۳/۹۳)
افزایش مخارج	۰	۶/۵۳ (۱۳/۸)	۰/۲۶ (۴۱/۴)

ماخذ: یافته‌های تحقیق اعداد داخل پرانتز عکس العمل تجمعی را نشان می‌دهند.

همانطور که مشخص است، تاثیرگذاری مخارج دولت در شرایط رکودی به عنوان ابزار تحریک رشد اقتصادی بیشتر از درآمدهای مالیاتی است.

با توجه به نتایج مذکور، یافته‌های به دست آمده در این مقاله منطبق بر مبانی تئوریکی و نتایج پژوهش‌های قبل مانند بام و کوستر (۲۰۱۱)، آریان و دیگران (۲۰۱۲) و فازاری و دیگران (۲۰۱۱) است. به طوریکه، ضریب فزاینده محرک های مالی به موقعیت سیکل تجاری وابسته است و بهترین ابزار تحریک اقتصادی در شرایط شکاف تولیدی منفی، افزایش مخارج دولت است.

۷- نتیجه گیری و بحث

نوسانات اقتصادی و تغییر در ادوار تجاری یک کشور، در عملکرد و سرنوشت اقتصادی هر کشوری نقش مهمی را ایفا می‌نماید که این مسئله بررسی موقعیت چرخه تجاری در یک کشور و تشخیص دوران‌های رکود و رونق اقتصادی را حائز اهمیت می‌سازد. با این وجود، اهمیت این موضوع هنگام اعمال سیاست‌های اقتصادی به خصوص سیاست‌های مالی که اغلب با وقفه‌های بیرونی و درونی مواجه هستند، دو چندان می‌گردد. از این‌رو در این مقاله با علم به وجود سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران، در ابتدا با استفاده از روش فیلتر هادریک – پرسکات دوره‌های رکود و رونق اقتصادی شناسایی شدند.

و سپس تاثیرگذاری موقعیت اقتصاد در زمان اعمال سیاست‌های مالی انبساطی بر کارآیی این نوع سیاست‌ها با استفاده از الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاکی از وجود ۲۵ سال رونق و ۲۹ سال رکود اقتصادی است. سپس الگوی خودرگرسیون آستانه‌ای با فرض نابرابری واریانس جملات اختلال در دو رژیم مدنظر، به طور مجزا برای دو رژیم برآورد و توابع عکس

Archive of SID
www.SID.ir

آلعمل آنی و تجمعی تولید ناخالص داخلی به تکانه مثبت مخارج دولت و تکانه منفی مالیات استخراج شد. نتایج حاکی از وابستگی میزان ضریب فزاینده برنامه‌های محرک مالی به موقعیت سیکل تجاری است. به طوریکه، دولت در شرایطی که شکاف تولید مثبت است و اقتصاد در موقعیت رونق اقتصادی قرار دارد (رژیم بالا)، باید سیاست انبساط مالی از طریق افزایش مخارج را متوقف نماید و براین اساس بسته محرک مالی به صورت کاهش درآمدهای مالیاتی و کاهش مخارج دولت را انتخاب کند. در توضیح این شرایط می‌توان گفت که در شرایط رونق اقتصادی که سرمایه‌گذاران بخش خصوصی در وضعیت مطلوب قرار دارند، دولت می‌تواند از یک طرف به واسطه کاهش مخارج و کاهش حضور در اقتصاد، به بخش خصوصی فرصت سرمایه‌گذاری بدهد و از طرف دیگر با در پیش گرفتن سیاست کاهش درآمدهای مالیاتی به واسطه اعطاء معافیت به این سرمایه‌گذاران، رشد اقتصادی را در اقتصاد افزایش دهد و به استمرار آن کمک نماید.

فهرست منابع

* ابونوری، اسماعیل و دیگران(۱۳۸۷)، اثر سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران: رهیافتی از روش خود رگرسیون برداری، پژوهشنامه اقتصادی، سال دهم، شماره ۳۸.
* امامی، کریم و میترا علیا(۱۳۹۱)، برآورد شکاف تولید و تاثیر آن بر نرخ تورم در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال دوازدهم، شماره ۱.
* جعفری صمیمی، احمد و همکاران(۱۳۹۱)،کاربرد روش حداقل مربعات تطبیقی برای برآورد شکاف تولید در ایران، فصلنامه مطالعات اقتصادیِ کاربردی در ایران، سال اول، شماره ۲.
* زائر، آیت و الهام غلامی(۱۳۸۶)، بررسی اثر سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از الگوی VAR، فصلنامه مالیات و توسعه، شماره ۵.
* زیبایی منصور و زهرا مظاهری(۱۳۸۸)، اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران با تاکید بر رشد بخش کشاورزی: رهیافت رگرسیون آستانه‌ای، مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی(علوم و صنایع کشاورزی)، جلد ۲۳، شماره ۱.
* شفیعی، افسانه و دیگران (۱۳۸۴)، آزمون تاثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی، پژوهشنامه اقتصادی.
* طیب نیا، علی و فاطمه قاسمی(۱۳۸۵) نقش تکانه‌های نفتی در چرخه های تجاری اقتصاد ایران، پژوهشنامه اقتصادی.

Archive of SID
www.SID.ir

* فولادی، معصومه(۱۳۷۹)، تاثیر مخارج عمرانی دولت بر رشد اقتصادی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
* منظور، منصور(۱۳۷۹)، تأثیر سیاست‌های مالیه دولت بر رشد اقتصادی، پایان نامه دکتری، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
* هادیان، ابراهیم و محمدرضا هاشم پور(۱۳۸۲)، شناسایی چرخه های تجاری در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۱۵.
* هوشمند، محمود و همکاران(۱۳۸۷)، تحلیل ادورا تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هادریک-پرسکات، مجله دانش و توسعه، سال پانزدهم، شماره ۲۲.
* Baum, Anja and B. Koester,Gerrit (2011), The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle –evidence from a threshold VAR analysis, Discussion Paper Series 1: Economic Studies No 03/2011.
* Blanchard, O., and Perotti, R.(2002) "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output"., Quarterly Journal of Economics, Vol.117,N0. 4, pp:1329-1368.
* Coenen, Günter and et.al (2010), Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models, IMF Working Paper, WP/10/73.
* Corsetti, G, Kuester, K, Meier, A. and G. J. M¨uller (2010), Debt Consolidation and Fiscal Stabilization of Deep Recessions, American Economic Review,Vol.100,No. 2, pp. 41-45.
* Drazen, A. (1991): "Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary?, Comment in Blanchard O.J. and S. Fischer (eds.): NBER Macroeconomics Annual, MIT Press: Cambridge, MA.,
* Giavazzi, F., Jappelli, T., and Pagano, M. (2000),Searching for Non-linear Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries, European Economic Review,Vol.44.
* Edelberg, Wendy, Martin Eichenbaum, and Jonas D.M. Fisher(1999)"Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases,"Review of Economics Dynamics, Vol.2,No.1,PP: 166-206.
* Enders,W (2010), Applied Economic Time Series, 3end Edition.
* Fatas, Antonio, and Ilian Mihov. (2001)"The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence," Centre for Economic Policy Research Discussion Paper DP2760.
* Hansen B.E. (1996a), Inference when a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis. Econometrica.No. 64,pp:413–430.
* Hansen, B.E. (1997): Inference in TAR Models, Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics Vol.2,No.1, pp. 1-14.
* Koop, G., Pesaran, M. H. and S. M. Potter (1996): Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models, Journal of Econometrics,Vol. 74,No.1,pp. 119-147.

Archive of SID
www.SID.ir

* Lee C.C., and Wong, S. W. 2005. Inflationary threshold effects in the relation between financial development and economic growth: Evidence from Taiwan and Japan. Journal of Economic Development, Vol.30,No.1 ,pp:49-68.
* Mittnik, Stefan and Willi Semmler (2012), Regime Dependence of the Fiscal Multiplier, Working Paper Number 05, Center for Quantitative Risk Analysis (CEQURA), Department of Statistics, University of Munich.
* Mountford, A. and Uhlig, H. (2002),What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?,CEPR, Discussion Paper, No. 3338.
* Perotti, Roberto(1999), Fiscal Policy in Goog and Bad Times, American Economic Review,Vol.109.
* Tong, H. (1978). On a threshold model. In Pattern Recognition and Signal Processing (C. H. Chen, ed.). Sijthoff and Noordhoff, Amsterdam.
* Tong, H. (1990). Non-linear Time Series. A Dynamical System Approach. Clarendon Press, Oxford.
* Tsay, R. S. (1998): Testing and Modelling Multivariate Threshold Models, Journal of the American Statistical Association 93, pp. 1188-1202.
* Tsay, R. S. (1987). Conditional heteroscedastic time series models

یادداشت‌ها

[1]. McDermott & Scott
[2]. Harding & Pagan
[3]. Burns & Mitchell
[4]. Lucas
[5]. Kydland & Prescott
[6]. Hodrick – Prescott Filter (HPF)
[7]. Unobserved Component Models (State – Space Models and Kalman Filter).
[8]. Rotemberg Filter
[9]. Modified Trend Trough Peaks
[10]. Stationary Process
[11]. Baum, Anja and B. Koester,Gerrit (2011)
12. Arin, K.Peren and et. al. (2012)
[13]. Fazzari,Steven and et.al(2011)
[14]. Impulse Response Functions (GIRF)
[15]. Christiano, Eichenbaum and Evans

۱۶. هاروی (۱۹۹۰) و اندرس (۲۰۰۹) بیان نمودند که در پیش بینی های کوتاهمدت بهتر است از سطح متغیرها استفاده شود.
۱۷. شایان ذکر است، در توابع عکس العمل آنی تاثیر شوک‌های مثبت و منفی دقیقا متقارن یکدیگر هستند، بنابراین، هنگام تحلیل اثر مالیات بر سایر متغیرها، عکس آن چیزی که در نمودار است تحلیل می شود چون هدفمان بررسی آثار کاهش درآمدهای مالیاتی است نه افزایش درآمدهای مالیاتی.
۱۸. این موضوع در ادبیات اقتصادی توسط منحنی آرمی نیز نشان داده شده است، که مخارج دولت از یک میزان به بعد نه تنها رشد اقتصادی را افزایش نمی‌دهد، بلکه منجر به کاهش آن نیز می‌گردد.

Archive of SID
www.SID.ir

* Sadorsky, P., (1999), Oil price shocks and stock market activity, Energy Economics, 21, 449-469.
* Hammoudeh, S. and K. Choi, (2006), Behavior of GCC stock markets and impacts of US oil and financial markets, Research in International Business and Finance, 20, 22-44.
* Farooq, M. and S. Hammoudeh, (2007), Shock and volatility transmission in the oil, US and Gulf equity markets, International Review of Economics & Finance, 16, 357-368.
* Apergis, N. and S.M. Miller, (2009), Do structural oil-market shocks affect stock prices? , Energy Economics, 31, 569-575.
* Choi, K. and S. Hammoudeh, (2010), Volatility behavior of oil, industrial commodity and stock markets in a regime-switching environment, Energy Policy, 38, 4388-4399.
* Filis, G., (2010), Macro economy, stock market and oil prices: Do meaningful relationships exist among their cyclical fluctuations? , Energy Economics, 32, 877-886.
* Fayyad, A. and K. Daly, (2011), The impact of oil price shocks on stock markets returns: comparing GCC countries with the UK and USA, Emerging Markets Review.
* Filis, George, Degiannakis, Stavros and Floros, Christos, (2011), Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries, International Review of Financial Analysis 20, 152-164.
* Scholtens, B. and A. Boersen, (2011), Stocks and energy shocks: the impact of energy accidents on stock market value, Energy 36, 1698-1702.
* Ugur, S. and A. Oran, (2011), Volatility spillover from world oil spot markets to aggregate and electricity stock index returns in Turkey, Applied Energy, 88, 354-360.
* Agnolucci, P., (2009), Volatility in crude oil futures: A comparison of the predictive ability of GARCH and implied volatility models, Energy Economics, 31, 316-321.
* Mohammadi, H. and L. Sue, (2010), International evidence on crude oil price dynamics: Application of ARIMA-GARCH models, Energy Economics 32, 1001-1008.
* Wei, Y., Y. Wang and D. Huang, (2010), Forecasting crude oil market volatility: Further evidence using GARCH-class models, Energy Economics 32, 1477-1484.
* Radpour, M., Rasulizadeh, A., Rafiee, E., Lohrasbi, A.A., (2009), Risk Management: Value at Risk Approach, Complex systems analysts matrix Co.
* Bollerslev, T., (1990), Modelling the coherence in short-run nominal exchange rate: A multivariate generalized ARCH approach, Review of Economics and Statistics, 72, 448-505.
* Engle, R., (2002), Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity models, Journal of Business and Economic Statistics, 20, 339-350.
* Kirchgässner, Gebhard and Jürgen Wolters, (2007), Introduction to modern time series analysis, Springer

Archive of SID

www.SID.ir

* Tansuchat, R., C.L. Chang and M. McAleer, (2013), Conditional correlation and volatility spillovers between crude oil and stock index returns, The North American Journal of Economics and Finance, 25, 116–138.
* Malik, F. and S. Hammoudeh, (2007), Shock and volatility transmission in the oil, U.S. and Gulf equity markets, International Review of Economics and Finance, 16, 357-368.
* Gourieroux, Christian and Joann Jasiak, (2001), Financial econometrics: problems, models & methods, Princeton University Press.
* Arouri, M. and D.K. Nguyen, (2010), Oil prices, stock markets and portfolio investment: Evidence from sector analysis in Europe over the last decade, Energy Policy, 38, 4528-4539.
* Fama, E.F., (1981), Stock returns, real activity, inflation, and money, American Economic Review 71, 545–565.
* Jones, C.M. and Kaul, G., (1996), Oil and the stock market, Journal of Finance 51, 463–491.
* Miller, J.I. and R.A. Ratti, (2009), Crude oil and stock markets: Stability, instability, and bubbles, Energy Economics, 31, 559-568.
* Hammoudeh, S. and H. Li, (2005), Oil sensitivity and systematic risk in oil sensitive stock indices, Journal of Economics and Business, 57, 1-21.
* Basher, S.A. and P. Sadorsky, (2006), Oil price risk and emerging stock markets, Global Finance Journal, 17, 224-251.
* Lanza, A., M. Manera and M. McAleer, (2006), Modeling dynamic conditional correlations in WTI oil forward and futures returns, Finance Research Letters 3, 114–132.
* Serletis, A., Banack, D., (1990), Market efficiency and co-integration: An application to petroleum markets, Review of Futures Markets 9, 372–385.
* Xiaowen, S.L., Tamvakis, M.N., (2001), Spillover effects in energy, futures markets, Energy Economics 23, 43–56.
* Nandha, M. and S. Hammoudeh, (2007), Systematic risk, and oil price and exchange rate sensitivities in Asia-Pacific stock markets, Research in International Business and Finance 21, 326–341.
* Aloui, C. and R. Jammazi, (2009), The effects of crude oil shocks on stock market shifts behavior: A regime switching approach, Energy Economics, 31, 789-799.
* Ahmadian, M., (2005), Market Theory and Its Application to Renewable Energy Sources, Organization of Development and compilation in Humanities (SAMT), Tehran.
* Hammoudeh, S., S. Dibooglu and E. Aleisa, (2004), Relationship among U.S. oil prices and oil industry equity indices, International Review of Economics and finance, 13(3), 427-453.
* Cong, R.-G., Y. Wei, J.-L. Jiao and Y. Fan, (2008), Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China, Energy Policy, 36, 3544-3553.
* Henriques, I. and Sadorsky, P., (2008), Oil prices and the stock prices of alternative energy companies, Energy Economics, 30, 998-1010.

Archive of SID

www.SID.ir

directional volatility spillovers between returns of crude oil and stock markets. In this case, Iran (as the exporter) and Turkey (as the importer) show the same result (Table 5).

6. Conclusion and Remarks

The current research aims to evaluate the relationship between price returns of major crude oil markets and stock markets of an exporter (Iran) and an importer (Turkey). As pretests confirmed, data items were fitted by using two models of the Constant Conditional Correlation (CCC) (Bollerslev, 1990) and the Dynamic Conditional Correlation (DCC) (Engel, 2002) with submodels of IGARCH and GIR. The result indicated nonzero coefficients and asymmetric conditional distribution. Therefore, increasing in volatilities due to decreased prices was higher than increased prices for the equal magnitude. Empirical differences between the Tehran and Istanbul stock exchange market included: the TSE correlation coefficients were negative and smaller, and statistically insignificant, while the Istanbul stock exchange had positive and statistically significant coefficients and was nearly ten times larger than TSE. This result implied the small effects of oil prices on the TSE and large effects on the Istanbul stock market. The insignificant coefficient for the TSE may be the product of the effects of undetermined variables, like inflation and exchange rate. The present finding is consistent with other studies conducted by Jones and Kaul [8], and Choi and Hammoudeh [25] regarding the small and negligible effects of oil futures price returns on the market index and a better explanation of the TSE stock market volatility; also by Fama [7], Jones and Kaul [8], Aloui and Jammazi [16], and Hammoudeh and Choi [22] regarding the significant role of oil prices rising in determining the volatility on the Istanbul stock exchange, and by Choi and Hammoudeh [25] for studying the more volatility persistence of the Brent rather than the WTI.

It recommends conducting future research based on:

1. Real prices,
2. To evaluate the calendar effects of Iranian holidays and the working days of global crude oil markets,
3. To investigate the effects of Dubai oil market on the TSE, and
4. To study the lead and lag effects in the relationship between crude oil and stock markets.

References

* Derakhshan, M., (2005), Derivatives and Risk Management in Oil Markets, Institute of International Energy Studies, Tehran.
* Hamilton, J.D., (1983), Oil and the macroeconomy since World War II, Journal of Political Economy, 88, 829-853.

Archive of SID
www.SID.ir

Binary variables			ARMA(1,1)-DCC-GARCH(1,1)		ARMA(1,1)-DCC-GJR(1,1)	
			$\hat{\theta}_2$	$\widehat{\theta_1}$	$\hat{\theta}_2$	$\widehat{\theta_1}$
		IRANTEDPIX	0.000	0.737	0.000	0.029
		TURKEYPRICE	0.011	0.985	0.015	0.977
		TURKEYRETURN	0.011	0.984	0.016	0.976
	WTIFUTURE4	IRANTEPIX	0.000	0.685	0.000	0.411
		IRANTEDPIX	0.000	0.685	0.000	0.038
		TURKEYPRICE	0.012	0.984	0.018	0.974
		TURKEYRETURN	0.012	0.983	0.018	0.973
	BRENTSPOT	IRANTEPIX	0.000	0.734	0.000	0.499
		IRANTEDPIX	0.000	0.800	0.000	0.007
		TURKEYPRICE	0.015	0.983	0.022	0.971
		TURKEYRETURN	0.012	0.988	0.023	0.970

From Table 5, since $\hat{\theta}_1$estimates the impact of past shocks on current constant conditional correlations, and $\hat{\theta}_2$ indicates the previous dynamic conditional correlations effects, and because there are statistically significant dynamic correlations for Turkey, it can conclude that Turkey conditional correlations are not constant. For Iran, correlation coefficients are almost statistically insignificant and obtained lower values than Turkey. Now, the research hypotheses evaluated.

The first hypothesis: For the TSE, there is no difference between the CCC and DCC models based on the maximum likelihood statistics, and the GIR is the best submodel. For Turkey, the DCC model has priority over the CCC model for all cases. Furthermore, as $\hat{\theta}_2$ indicates the previous dynamic correlations for the DCC and most coefficients are statistically significant on the Istanbul stock exchange; it clearly means that conditional correlations for Turkey are not constant (Tables 3-5).

The second hypothesis: Based on the significant levels of coefficients and the maximum likelihood statistics, world crude oil markets can better define volatilities on the Istanbul stock exchange, which in turn justifies the importance of crude oil prices on Turkish stock markets (Tables 3-5).

The third hypothesis: According to significant coefficients obtained from fitting models for both Tehran and Istanbul stock exchange markets, details in spot and futures markets indicate that the Brent spot market defines well the stock markets volatilities than the WTI market. Among the WTI futures markets, when maturities are longer, the relationships will expressed much better, this confirms the financial markets as long-run maturity markets (Tables 3-5).

The fourth hypothesis: Due to the lack of statistically significance ARCH and GARCH effects in the models, except for WTISPOT-TURKEYPRICE and WTISPOT-TURKEYRETURN in the ARMRA(1,1)-DCC-IGARCH(1,1) model where previous conditional volatilities on the Istanbul stock exchange moves toward the WTI spot market, there is no evidence for one- or bi-

www.SID.ir

Table 4- Data Estimations Using the DCC Model

Binary relationships			ARMA(1,1) -DCC- IGARCH(1,1)	Log-likelihood	ARMA(1,1) -DCC- GJR(1,1)	Log-likelihood
Between markets	WTISPOT	IRANTEPIX	-0.004	-4060.770	-0.012	-4066.490
		IRANTEDPIX	0.001	-4045.030	0.004	-4080.220
		TURKEYPRICE	-0.093	-6412.320	0.101	-6418.330
		TURKEYRETURN	-0.094	-6412.010	0.101	-6417.990
	WTIFUTURE1	IRANTEPIX	0.003	-3950.270	0.005	-3956.630
		IRANTEDPIX	0.001	-3936.130	0.009	-3976.470
		TURKEYPRICE	0.088	-6293.590	0.098	-6293.790
		TURKEYRETURN	0.088	-6293.040	0.099	-6293.140
	WTIFUTURE2	IRANTEPIX	-0.001	-3842.650	-0.002	-3847.770
		IRANTEDPIX	-0.007	-3828.660	-0.003	-3868.890
		TURKEYPRICE	0.094	-6180.740	0.109	-6180.350
		TURKEYRETURN	0.095	-6180.160	0.110	-6179.680
	WTIFUTURE3	IRANTEPIX	-0.002	-3761.210	-0.002	-3768.430
		IRANTEDPIX	-0.007	-3747.410	-0.002	-3788.380
		TURKEYPRICE	0.099	-6096.740	0.112	-6096.310
		TURKEYRETURN	0.100	-6096.150	0.112	-6095.640
	WTIFUTURE4	IRANTEPIX	-0.001	-3707.430	-0.001	-3711.760
		IRANTEDPIX	-0.005	-3693.70	-0.001	-3730.270
		TURKEYPRICE	0.098	-6046.530	0.113	-6046.090
		TURKEYRETURN	0.099	-6045.970	0.114	-6045.430
	BRENTSPOT	IRANTEPIX	-0.003	-3907.340	-0.004	-3908.560
		IRANTEDPIX	-0.003	-3897.820	0.007	-3929.890
		TURKEYPRICE	0.094	-6239.660	0.116	-6236.590
		TURKEYRETURN	0.005	-6239.080	0.117	-6235.940

The bold numbers show the significance at the 5% level.

Table 4 shows dynamic conditional correlations between stock and crude oil markets. For Iran, the results are the same. However, Turkey reveals a statistically insignificant coefficients and difference correlation between two indices.

Table 5- Results for Coefficients in the DCC Model

Binary variables			ARMA(1,1)-DCC-GARCH(1,1)		ARMA(1,1)-DCC-GJR(1,1)	
			$\hat{\theta}_2$	$\widehat{\theta_1}$	$\hat{\theta}_2$	$\widehat{\theta_1}$
Between markets	WTISPOT	IRANTEPIX	0.000	0.514	0.000	0.001
		IRANTEDPIX	0.000	0.001	0.000	0.004
		TURKEYPRICE	0.006	6.586	0.015	0.971
		TURKEYRETURN	0.006	0.994	0.015	0.971
	WTIFUTURE1	IRANTEPIX	0.000	0.791	0.000	0.954
		IRANTEDPIX	0.000	0.690	0.000	0.018
		TURKEYPRICE	0.009	0.987	0.010	0.985
		TURKEYRETURN	0.009	0.987	0.010	0.984
	WTIFUTURE2	IRANTEPIX	0.000	0.716	0.000	0.001
		IRANTEDPIX	0.000	0.739	0.000	0.001
		TURKEYPRICE	0.011	0.985	0.014	0.980
		TURKEYRETURN	0.011	0.985	0.014	0.979
	WTIFUTURE3	IRANTEPIX	0.000	0.695	0.000	0.295

Archive of SID

www.SID.ir

Table 3- Data Estimations Using the CCC Model

Binary relationships			ARMA(1,1) -CCC-IGARCH(1,1)	Log-likelihood	ARMA(1,1) -CCC-GJR(1,1)	Log-likelihood
Between markets	WTISPOT	IRANTEPIX	-0.004	-4060.770	-0.012	-4066.490
		IRANTEDPIX	0.001	-4045.030	0.004	-4080.220
		TURKEYPRICE	0.092	-6418.380	0.099	-6422.660
		TURKEYRETURN	0.093	-6418.170	0.100	-6422.350
	WTIFUTURE1	IRANTEPIX	0.003	-3950.270	0.005	-3956.630
		IRANTEDPIX	0.001	-3936.130	0.009	-3976.470
		TURKEYPRICE	0.085	-6299.470	0.090	-6299.000
		TURKEYRETURN	0.085	-6299.010	0.090	-6298.440
	WTIFUTURE2	IRANTEPIX	-0.001	-3842.650	-0.002	-3847.770
		IRANTEDPIX	-0.007	-3828.660	-0.003	-3868.890
		TURKEYPRICE	0.088	-6188.520	0.093	-6187.240
		TURKEYRETURN	0.088	-6188.060	0.093	-6186.690
	WTIFUTURE3	IRANTEPIX	-0.002	-3761.210	-0.002	-3768.430
		IRANTEDPIX	-0.007	-3747.410	-0.002	-3788.380
		TURKEYPRICE	0.092	-6105.040	0.096	-6103.940
		TURKEYRETURN	0.092	-6104.600	0.096	-6103.410
	WTIFUTURE4	IRANTEPIX	-0.001	-3707.430	-0.001	-3711.760
		IRANTEDPIX	-0.005	-3693.700	-0.001	-3730.270
		TURKEYPRICE	0.092	-6055.290	0.096	-6054.490
		TURKEYRETURN	0.093	-6054.880	0.096	-6053.990
	BRENTSPOT	IRANTEPIX	-0.003	-3907.340	-0.004	-3908.560
		IRANTEDPIX	-0.003	-3897.820	0.007	-3929.890
		TURKEYPRICE	0.096	-6256.780	0.099	-6251.970
		TURKEYRETURN	0.096	-6256.290	0.099	-6251.370

The bold numbers show the significance at the 5% level.

Now, binary relationships examined between crude oil markets and stock markets. In order to fit data items by GARCH models, at first, the ARCH and GARCH effects should investigated. EViews6.0 is used to examine ARCH effects, and Oxmetrics6.0 is applied to test GARCH effects through a univariate model of ARMA(1,1)-GARCH(1,1), all data were statistically significant. As seen in Table 3, for Iran as the oil exporter, most constant conditional correlations are negative and statistically insignificant. Rather, for Turkey as the oil importer, these are positive and statistically significant. Turkey shows no difference of constant conditional correlations between two indices, whereas Iran has a smaller positive correlation coefficient for the relationship between WTISPOT-IRANTEDPIX. The TSE indices have positive correlation coefficients with WTIFUTURE1, and different results have obtained for correlation between two indices.

Archive of SID

www.SID.ir

variables	mean	SD	Normality test		
			skewness	kurtosis	Jarque-Bera
IRANTEPIX	0.101	0.550	1.005	17.697	18610.000
IRANTEDPIX	0.147	0.592	2.739	32.916	65322.000
TURKEYPRICE	-0.053	2.549	0.110	7.792	3564.800
TURKEYRETURN	-0.059	2.549	0.108	7.796	3568.100

Then, data items evaluated in terms of primarily descriptive statistical features and stability metric in table 1. Obviously, for all returns the mean values are negative, except for the WTI spot return, and two indices of Tehran Stock Exchange. Based on the standard deviation, the TSE indices have the lowest historical volatility. Oil price returns have negative skewness whereas Iranian and Turkish stock market indices show positive skewness. In addition, the Jarque-Bera statistics indicates that the assumption of normality has rejected because the value of the kurtosis is larger than three. This can be seen as evidence for existence of (G)ARCH effects [37].

Table 2 - Results for ADF & KPSS Tests

variables	ADF			KPSS	
	No intercept & time trend	Intercept & no time trend	Intercept & time trend	Without trend	With trend
WTISPOT	-38.989	-38.975	-39.001	0.000	0.000
WTIFUTURE1	-38.581	-38.575	-38.612	0.000	0.000
WTIFUTURE2	-38.940	-38.933	-38.967	0.000	0.000
WTIFUTURE3	-38.969	-38.962	-38.995	0.000	0.000
WTIFUTURE4	-39.130	-39.124	-39.155	0.000	0.000
BRENTSPOT	-38.179	-38.173	-38.166	0.000	0.000
IRANTEPIX	-25.969	-26.610	-26.636	0.000	0.000
IRANTEDPIX	-25.581	-26.745	-26.831	0.000	0.000
TURKEYPRICE	-38.848	-38.864	-39.046	0.000	0.000
TURKEYRETURN	-38.845	-38.856	-39.042	0.000	0.000

The bold numbers show the significance at the 5% level.

Prior to using data for fitting the models, it is necessary to ensure their stability. Result obtained from stability tests by using Augmented Dickey-Fuller generalized in three directions and the Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin generalized in two directions in table 2, indicates that whole data items in all cases have the significance at the 5% level with and without time trends.

Archive of SID
www.SID.ir

(4)2 Volatility spillovers from oil markets are toward Istanbul stock exchange.

5. Data Analysis and Hypothesis Test

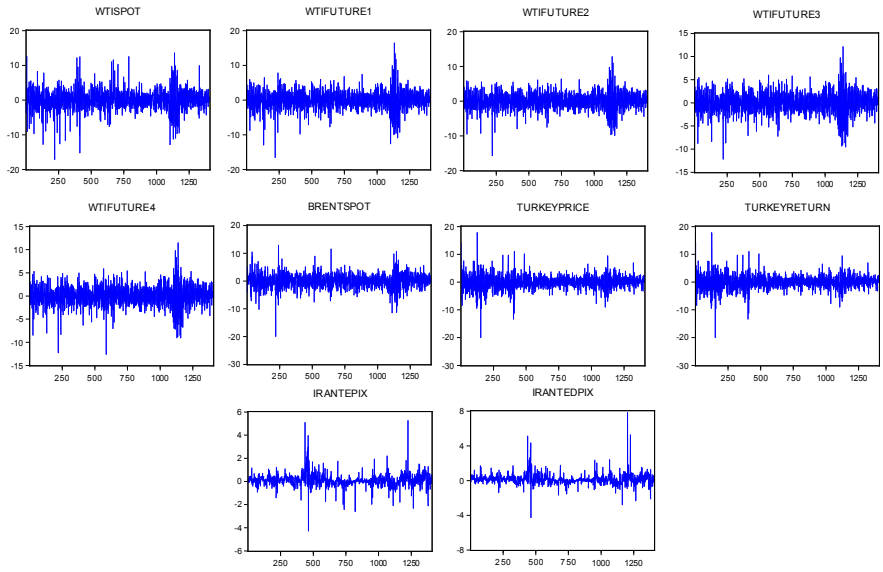


Fig. 1- Returns of Crude Oil Prices and Stock Market Indices

First, daily returns were calculated by a continuous compound basis defined as $r_{ij,t} = ln(p_{ij,t}/p_{ij,t-1}) * 100$. Where, $p_{ij,t}$ and $p_{ij,t-1}$ are the closing prices or crude oil price *i* of market *j* for days *t* and *t-1* respectively. The data return diagram in figure 1, clearly illustrates the ARCH effects, since each small volatility clusters and large volatility clusters placed beside.

Table 1- Descriptive Statistics of Variables

variables	mean	SD	Normality test		
			skewness	kurtosis	Jarque-Bera
WTISPOT	0.002	2.871	-0.210	4.520	1208.900
WTIFUTURE1	-0.036	2.600	-0.253	4.500	1202.900
WTIFUTURE2	-0.030	2.360	-0.319	3.458	725.490
WTIFUTURE3	-0.027	2.217	-0.292	2.698	447.250
WTIFUTURE4	-0.029	2.153	-0.444	3.420	732.630
BRENTSPOT	-0.037	2.490	-0.342	4.997	1492.200

Archive
www.SID.ir

Parameterization of R have the same requirements as H, except that the conditional variances must be unity. The matrix R_t remains the correlation matrix. The log likelihood estimator can be expressed as:

$$r_t|\Im_{t-1} \sim N(0, H_t),$$
$$L = -1/2 \sum_{t=1}^{T} (n \log(2\pi) + \log|H_t| + r_t' H_t^{-1} r_t) \quad (6)$$

And, the conditional variance, h_{it}, can be defined as a univariate GARCH model as the below:

$$h_{it} = \omega_i + \sum_{k=1}^{q} \alpha_{ik} \varepsilon_{i,t-k} + \sum_{l=1}^{p} \beta_{il} h_{i,t-l}. \quad (7)$$

Finally, data items estimated by the CCC and DCC models, as well as through two submodels of GIR and IGARCH.

4. Hypotheses

The **first hypothesis** includes the following:

(1)1 There is constant conditional correlation between crude oil markets and the Tehran and Istanbul stock exchange markets.
(1)2 There is dynamic conditional correlation between crude oil markets and the Tehran and Istanbul stock exchange markets.

The **second hypothesis** includes the following:

(2)1 Changes in the Tehran stock exchange's indices can define well by world crude oil prices.
(2)2 Changes in the Istanbul stock exchange's indices can define well by world crude oil prices.

The **third hypothesis** includes the following:

(3)1 Conditional correlations and volatility spillovers on Tehran/Istanbul stock exchange markets can define well by oil spot prices.
(3)2 Conditional correlations and volatility spillovers on Tehran/Istanbul stock exchange markets can define well by oil futures prices.

The **forth hypothesis** includes the following:

(4)1 Volatility spillovers from oil markets are toward Tehran stock exchange.

www.SID.ir

correlation [35]. Let Y_t denote the $N \times 1$ time-series vector of interest with a time-varying conditional covariance matrix, H_t, i.e.,

$$Y_t = E(Y_t|\psi_{t-1}) + \varepsilon_t \qquad Var(\varepsilon_t|\psi_{t-1}) = H_t, \tag{1}$$

Where ψ_{t-1} is the σ-filed generated by all the available information up through time *t-1*, and H_t is almost surely (a.s.) positive definite for all *t*. Also, let h_{ijt} denote the ij^{th} element in H_t, and Y_{it} and ε_{it} the ith element in Y_t and ε_t, respectively.

$$h_{ijt} = \rho_{ij}(h_{iit}h_{jjt})^{1/2}, j = 1, \cdots, N, i = j+1, \cdots, N \tag{2}$$
$$h_{iit} \equiv \omega_i \sigma_{it}^2, i = 1, \cdots, N \tag{3}$$

Where ω_i is a positive time invariant scalar and $\sigma_{it}^2 > 0$ a.s. for all *t*. Given (2) and (3), the full conditional covariance matrix, H_t, may be partitioned as $H_t = D_t \Gamma D_t$. Where D_t denotes the $N \times N$ stochastic diagonal with elements $\sigma_{1t}, \cdots, \sigma_{Nt}$, and Γ is an $N \times N$ time invariant matrix with typical element $\rho_{ij}\sqrt{(\omega_i \omega_j)}$. Assuming conditional normality, the log likelihood function for the general heteroskedastic model in (1), apart from some initial condition, will be as follows:

$$L(\theta) = -\frac{TN}{2}\log 2\pi - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(\log|H_t| + \varepsilon_t' H_t^{-1}\varepsilon_t) \tag{4}$$

Where, θ denotes all the unknown parameters in ε_t and H_t. In many applications, a more parsimonious representation is often obtained by GARCH (p,q) model, cf. Bollerslev (1986, 1987), [35] where

$$Var_t(\varepsilon_{it}) = h_{iit}.$$
$$= \omega_i + \sum_{j=1}^{q}\alpha_{ij}\varepsilon_{it-j}^2 + \sum_{j=1}^{p}\beta_{ij}h_{iit-j}. \tag{5}$$

Dynamic conditional correlation model is a new class of multivariate GARCH estimators that can best viewed as a generalization of the constant conditional correlation (ccc) estimator [35]. In Bollerslev model, $H_t = D_t R D_t$, $D_t = diag\{\sqrt{h_{i,t}}\}$ and R is a correlation matrix with conditional correlations. The dynamic correlation model differs only in allowing R to be time varying: $H_t = D_t R_t D_t$.

Archive of SID

www.SID.ir

developed countries show more responsiveness to oil shocks [27]. Oil prices exercise a negative effect on all stock markets, regardless of the origin of the oil price shock [28]. In general, stock markets reveal no significant reaction to energy-related events [29]. The Granger causality of global oil prices could not change the total market return [30].

c. **Forecast:** Based on the forecast accuracy, the GARCH-type models seem to perform better than the implied volatility (IV) obtained from inverting the Black equation [31]. By examining the usefulness of several ARIMA-GARCH models to model and forecast the conditional mean and volatility, it is found that forecast results are often complicated; however, the APARCH model performs mostly better than the others [32]. The nonlinear GARCH-class models are more effective than the linear ones in capturing the long-run dynamics of crude oil price volatility [33].

3. Research Methodology

Here, the research contains variables associated with the Tehran and Istanbul stock markets, and the major world crude oil markets. For stock markets, two countries –Iran and Turkey–are selected as the oil exporter and importer, respectively. For oil markets, two major world markets –WTI and Brent– with spot and futures prices are used. Variables include spot prices for the WTI (WTISPOT); spot prices for the Brent (BRENTSPOT); one-four month futures prices for the WTI (WTIFUTURE1, WTIFUTURE2, WTIFUTURE3, WTIFUTURE4); the Tehran Stock Exchange's (all-shares) Price Index (IRANTEPIX); the Tehran Stock Exchange's Dividend and Price Index (IRANTEDPIX); price index for the Istanbul Stock Exchange (TURKEYPRICE); and return index for the Istanbul Stock Exchange (TURKEYRETURN). The samples collected from the websites of the U.S. Energy Information Administration (EIA), Tehran stock Exchange, and Istanbul stock Exchange as the following websites. The research conducted during the period from 2000 to 2010, covering 1,408 data items.

1. Oil series available at (http://eia.doe.gov/)
2. Tehran indices available at (http://tse.ir/)
3. Istanbul indices available at (http://ise.org/)

For Turkey, stock market indices and world crude oil prices were obtained for five working days (from Monday to Friday) by US$; whereas for Iran, stock market indices were extracted for five working days (from Saturday to Wednesday) by Rial. The Maximum likelihood Estimation applied.

Conditional correlation models provide both conditional variance and conditional correlation matrix individually [34]. Bollerslev (1990) introduced a new class of MGARCH (multivariate GARCH) models with a constant conditional

Archive of SID
www.SID.ir

(2)6 **Predictability of Volatility:** The efficiency of portfolio management and risk control depend on the accuracy of some forecasted variables, such as asset prices and their time varying variance (called the volatility) [5]. Ahmadian (2005) referred to the Morrison Forecast (1987) as one of the oil pricing predictors under perfect competition and perfect monopoly. The author means the floor price in the perfect competition, and the highest possible price in the perfect monopoly [17]. A hybrid prediction based on implied volatility and GARCH can obtain more excellent results. Implied volatility yielded the best in-sample and out-of-sample forecasts, while historical volatility forecasts were superior to their GARCH counterparts in the out-of-sample forecasts [12].

The history of relationship between crude oil and stock markets investigated in three subtitles: the effect of oil markets on corporate stock prices (Corporate); the effect of oil markets on stock market indices (Stock Exchange); and predications conducted on this field (Forecast).

a. **Corporate:** The oil futures market's volatility has a matching resonant or volatility-echoing effect on the stock of the oil exploration, production, and domestic integrated companies, and a volatility-dampening effect on the stock of oil international integrated and oil and gas refining and marketing companies [18]. Oil price shocks have no statistically significant effect on real returns of most stock indices in Chinese market, exceptionally on the manufacturing index and some oil companies [19]. Prices of technology stocks and crude oil markets each are the Granger causality of stock prices in energy corporate [20].
b. **Stock Exchange:** Oil prices and volatility both have great role in effecting real stock returns [21]. The short-run bilateral causal relationships among weekly stock index returns of the Gulf Cooperation Council (GCC) and oil markets are limited and mostly unidirectional. However, the positive shock of Saudi Arabia has a positive impact for all GCC countries [22]. Except the same nation with significant volatility spillover to the oil markets, the Gulf stock markets receive volatility from the oil market [23]. The Net Oil Price Index (NOPI) plays a significant role in determining volatility on real stock market returns [16]. Oil market shocks generate the largest effect on the variation of Italy stock market returns; whereas the idiosyncratic demand shocks affect stock returns in Canada at a weaker level of significance [24]. Since Iraq war in 2003, correlations between all commodities are increasing; although correlations of S&P 500 index are decreasing [25]. Greek stock markets receive a significant, negative impact from oil prices [26]. Qatar and United Arab Emirates among the GCC countries and the United Kingdom from

www.SID.ir

shocks [6]. Sizes of inflation and real activity play great role in analyzing the behavior of real stock returns [7]. Industrial production rate can be considered as a major variable for cash flows in analyzing the relationship between oil and stock markets [8]. Oil price shocks can impose an effect on corporate cash flows and discount rate through inflation rate and expected real interest rate [9].

(2)2 **Absence of Arbitrage Opportunities (AAO):** The concept of AAO is illustrated by the inequality between prices, which surely assumes that there is no potential to benefit with zero initial endowment. According to the AAO, deterministic inequality restrictions are imposed on asset pricing [5]. Regardless whether the world capital market is up or down, the international arbitrage pricing theory models a negative bidirectional dynamic relationship between the oil futures price growth and the world capital market as represented by the Morgan Stanley Capital Index (MSCI) [10].

(2)3 **Equilibrium Models:** This approach considers market prices as the product of balanced supply and demand of total assets. Due to assumptions about investor's behavior and traded volumes, equilibrium models are more complicated [5]. There is a significant and negative non-conditional relationship between market-beta and emerging-stock market returns; also, oil price risk has a great role for pricing of stock indices in these markets [11].

(2)4 **Efficient Market:** A standard definition for market efficiency states that today's price of an asset includes all information about that; it means that current price contains information about people expectations about the future [12]. Some evidences confirm the consistency of market efficiency theory for the daily data for the spot and two-month futures crude oil prices and for prices of gasoline and heating oil traded on the New York Mercantile Exchange (NYMEX) [13]. About the information transmission between the London International Petroleum Exchange (IPE) and the New York Mercantile Market, it found that the NYMEX was a true leader in the crude oil market [14].

(2)5 **Effects of Microeconomic Variables:** Among the most effective market parameters are microeconomic variables, which should be always evaluated in studying different relationships. The significance of using oil prices expressed in domestic currency may cause to capture the sensitivity of the individual country stock market to changes in the oil price [15]. Energy prices in general, and oil prices in particular are likely to have a potential effect on the costs of factor inputs for many listed firms and therefore on their stock price behavior [16].

Archive of SID
www.SID.ir

1. Introduction

For years, societies have moved to a market-oriented business, and among this, financial markets play a crucial role. Mobilization of financial markets to resources and promoting small and large investors are the important parameters affecting the countries' economic development. During the past 20 years, crude oil has gained the largest share of trading volumes in commodity markets. In the same period, oil-trading markets have converted from simple physical transactions to more complex financial activities [1]. On the other hand, energy is now an integral part of social developments so that rising energy costs will result in lower oil consumption rate, and reduced labor and capital productivity, leading to economical downturns [2]. Over the last few years, a bidirectional relationship has established between crude oil and stock markets, so any manufacturing unit in the international economy is seriously depend on energy resources [3]. Recent turmoil in energy markets has sparked renewed interest in studying the interaction between the energy markets and emerging financial markets [4]. However, a little research has addressed the impact of crude oil prices on stock markets in importing countries such as Turkey, and also on exporting countries like Iran.

Regarding:

- Difficulty in accurate prediction of correlation between crude oil and stock markets,
- Rare research conducted on comparing stock markets between exporting and importing countries, and
- Ignoring Iran as an important global crude oil exporter;

It found that data mining of correlation between crude oil price returns and the indices of Tehran and Istanbul stock exchange is useful. The study is as following: Section 2 reviews the theoretical basics and literature review. Section 3 discusses research methodology. Section 4 presents hypotheses, while section 5 covers data analysis and hypothesis test. Finally, section 6 provides main conclusion and remarks.

2. Review on Theoretical Basics and Literature

Many studies have been conducted regarding the relationship between crude oil and stock markets; however, there is no research on describing and classifying the literature in this area. This section will first review the literature, and then present a three-stage classification scheme for the subject.

(2)1 **Actuarial Approach:** The assumption of this approach based on a deterministic environment and the concept of fair price of financial asset [5]. Indeed, the intrinsic value of stock is equal to the discounted sum of expected cash flows that likely reflects large economic events affected by oil

Archive of SID

www.SID.ir